

MÉTODOS ESTATÍSTICOS APLICADOS À MODELAÇÃO DE DADOS ONCOLÓGICOS

RICARDO MIGUEL VIEIRA DE SÃO JOÃO

**Tese para a obtenção do grau de Doutor em Ciências da Vida
na Especialidade em Bioestatística e Informática
na Faculdade de Ciências Médicas**

Julho de 2014

MÉTODOS ESTATÍSTICOS APLICADOS À MODELAÇÃO DE DADOS ONCOLÓGICOS

RICARDO MIGUEL VIEIRA DE SÃO JOÃO

**Orientador: Doutora Ana Luisa Trigo da Silva,
Professora Auxiliar na Faculdade de Ciências Médicas da
Universidade Nova de Lisboa**

**Co-orientador: Doutor Bruno Cecílio de Sousa,
Professor Auxiliar na Faculdade de Psicologia e de Ciências
da Educação da Universidade de Coimbra**

**Tese para a obtenção do grau de Doutor em Ciências da Vida
na Especialidade em Bioestatística e Informática
na Faculdade de Ciências Médicas**

Julho de 2014

aos meus pais, Luís e Bina;
ao meu irmão Sérgio e
às “minhas meninas”
Šárka, Mariana e Carolina.

“Resista um pouco mais, mesmo que as feridas latejem e que a sua coragem esteja cochilando.

Resista mais um minuto e será fácil resistir aos demais.

Resista mais um instante, mesmo que a derrota seja um ímã, mesmo que a desilusão caminhe em sua direção.

Resista mais um pouco, mesmo que os invejosos digam para você parar, mesmo que sua esperança esteja no fim.

Resista mais um pouco, mesmo que os invejosos digam para você parar, mesmo que sua esperança esteja no fim.

Resista mais um momento, mesmo que você não possa avistar ainda a linha de chegada, mesmo que as inseguranças brinquem de roda à sua volta.

Resista um pouco mais, mesmo que a sua vida esteja sendo pesada como a consciência dos insensatos e você se sinta indefeso como um pássaro de asas quebradas.

Resista, porque o último instante da madrugada é sempre aquele que puxa a manhã pelo braço e essa manhã bonita, ensolarada, sem algemas, nascerá para você em breve, desde que você resista.

Resista, porque estamos sentados na arquibancada do tempo, torcendo ansiosos para que você vença e ganhe de Deus o troféu que você merece: a felicidade!”

Autor desconhecido

AGRADECIMENTOS

A realização desta dissertação é em tudo análoga a uma longa viagem: o trajecto não é retilíneo, não é feita de forma constante e por vezes não há a certeza de que a direcção tomada é a mais correta. Todavia a sinuosidade do percurso e a falta de visibilidade são ultrapassadas graças à presença de pessoas que são como faróis e marcos tornando possível a sua conclusão. A essas pessoas quero expressar a minha gratidão.

À Professora Doutora Ana Luísa Papoila, que consentiu ser a minha Orientadora de doutoramento após o convite por ela endereçado no final da arguência da minha tese de mestrado, papel esse que desempenha de forma irrepreensível e exemplar. A possibilidade em estudar com profundidade na Bioestatística a temática do cancro através de “Métodos Estatísticos Aplicados à Modelação de Dados Oncológicos”, foi apenas possível fruto da sua sensibilidade para a pertinência e intemporalidade desta temática. O seu apoio presente e incondicional ao longo destes anos, doseado com o seu rigor científico e o seu lado humano, muito me ajudam a descobrir a cada dia a imensa beleza da Bioestatística e nela poder prosseguir. As suas críticas, sugestões e correções, revelaram ser uma ajuda de inestimável valia para a produção de um texto com maior rigor científico, rigor esse de que sou testemunha e que a caracteriza em todos os projetos que abraça.

Ao Professor Doutor Bruno Cecílio de Sousa, por ter aceite Co-orientar o meu doutoramento sem reservas. A sua presença foi muito importante e decisiva pois revelou-se um elo impulsionador, nomeadamente nos modelos APC e de Projecção. A sua vivacidade, alegria e empenho aliados ao seu conhecimento, foram ingredientes indispensáveis que permitiram ultrapassar as dificuldades iniciais sentidas. As suas críticas e correções foram igualmente importantes.

À Professora Doutora Maria Antónia Amaral Turkman pela atenta e minuciosa leitura do documento inicial, que veio a beneficiar de todas as críticas e correções por si sugeridas.

À Dr^a. Ana Miranda, Diretora do Registo Oncológico Regional Sul, ROR-Sul, pela disponibilização da informação relativa aos registos de cancro associados às neoplasias do cólon, recto e estômago no período 1998–2006 e pela forma afável com que sempre me recebeu na instituição a que preside.

Ao Centro de Estatística e Aplicações da Universidade de Lisboa (CEAUL) por ter conseguido ministrar cursos e ter trazido a Portugal, investigadores que partilharam o seu conhecimento nalguns dos temas abordados.

Ao Dr. António Botelho de Sousa, meu colega na Pós-Graduação em Epidemiologia e amigo, que me incutiu e soube transmitir pela sua vivência na Medicina o gosto pela Epidemiologia.

Ao Víctor Hugo Méren, pela sua amizade e também por todas as horas de aprendizagem que igualmente investimos na preparação de textos em \LaTeX e pela sua ajuda na construção dos organigramas presentes neste documento.

Aos Professores Doutora Maria Manuela Costa Neves Figueiredo e Doutor Jorge Filipe Landerset Cadima, docentes no Mestrado em Matemática Aplicada às Ciências Biológicas (ISA-UTL), pela forma como lecionam e “abraçam” o ensino, conseguiram transmitir as bases tão necessárias para a prossecução dos meus estudos.

Aos colegas do referido mestrado, Zé Loff, César Rocha, Laura Wise, Telma Correia, Iris Vilares, Catarina Miranda & Teresa Sampaio pela amizade e por continuarem a partilhar o gosto pela estatística. Aos colegas da ESTGS-IPS/FCM-UTL e aos meus alunos pelo incentivo.

Aos meus pais, Benvinda e Luís São João, por me terem ensinado tudo o que não consta nos livros – os valores da vida. Com sua garra e perseverança, desde cedo aprendi que embora tenhamos recomeçado a vida por quatro vezes em quatro países, nunca devemos desistir de lutar. A aposta constante na formação dos filhos, com todos os sacrifícios inerentes, foi sempre uma prioridade e para com eles terei sempre uma dívida impagável. Ao Amor, Disponibilidade e Compreensão, agradeço-lhes do fundo do coração. Ao meu irmão Sérgio São João, companheiro de tantas jornadas e sempre presente e às famílias Timóteo, Slaby e Vanek.

À minha esposa e companheira Šárka, agradeço toda a paciência pelas horas que gostaria mas que não pude estar com a família bem como ao Amor e Carinho sempre presentes. Às nossas filhas Mariana & Carolina São João, por darem mais cor à vida, vida essa que teima em passar rapidamente.

Dada a minha fé inabalável, sei que não estou sozinho nesta viagem. Agradeço a Deus a forma como tem iluminado a minha vida e a serenidade dada para poder ultrapassar os obstáculos sempre presentes.

RESUMO

A estrutura demográfica portuguesa é marcada por baixas taxas de natalidade e mortalidade, onde a população idosa representa uma fatia cada vez mais representativa, fruto de uma maior longevidade. A incidência do cancro, na sua generalidade, é maior precisamente nessa classe etária. A par de outras doenças igualmente lesivas (e.g. cardiovasculares, degenerativas) cuja incidência aumenta com a idade, o cancro merece relevo. Estudos epidemiológicos apresentam o cancro como líder mundial na mortalidade. Em países desenvolvidos, o seu peso representa 25% do número total de óbitos, percentagem essa que mais que duplica noutros países. A obesidade, a baixa ingestão de frutas e vegetais, o sedentarismo, o consumo de tabaco e a ingestão de álcool, configuram-se como cinco dos fatores de risco presentes em 30% das mortes diagnosticadas por cancro. A nível mundial e, em particular no Sul de Portugal, os cancros do estômago, recto e cólon apresentam elevadas taxas de incidência e de mortalidade. Do ponto de vista estritamente económico, o cancro é a doença que mais recursos consome enquanto que do ponto de vista físico e psicológico é uma doença que não limita o seu raio de ação ao doente. O cancro é, portanto, uma doença sempre atual e cada vez mais presente, pois reflete os hábitos e o ambiente de uma sociedade, não obstante as características intrínsecas a cada indivíduo.

A adoção de metodologia estatística aplicada à modelação de dados oncológicos é, sobretudo, valiosa e pertinente quando a informação é oriunda de Registos de Cancro de Base Populacional (RCBP). A pertinência é justificada pelo fato destes registos permitirem aferir numa população específica, o risco desta sofrer e/ou vir a sofrer de uma dada neoplasia. O peso que as neoplasias do estômago, cólon e recto assumem foi um dos elementos que motivou o presente estudo que tem por objetivo analisar tendências, projeções, sobrevivências relativas e a distribuição espacial destas neoplasias. Foram considerados neste estudo todos os casos diagnosticados no período 1998 – 2006, pelo RCBP da região sul de Portugal (ROR-Sul).

O estudo descritivo inicial das taxas de incidência e da tendência em cada uma das referidas neoplasias teve como base uma única variável temporal - o ano de diagnóstico - também designada por período. Todavia, uma metodologia que contemple apenas uma única variável temporal é limitativa. No cancro, para além do período, a idade à data do diagnóstico e a coorte de nascimento, são variáveis temporais que poderão prestar um contributo adicional

na caracterização das taxas de incidência. A relevância assumida por estas variáveis temporais justificou a sua inclusão numa classe de modelos designada por modelos Idade-Período-Coorte (*Age-Period-Cohort models - APC*), utilizada na modelação das taxas de incidência para as neoplasias em estudo. Os referidos modelos permitem ultrapassar o problema de relações não lineares e/ou de mudanças súbitas na tendência linear das taxas. Nos modelos *APC* foram consideradas a abordagem clássica e a abordagem com recurso a funções suavizadoras. A modelação das taxas foi estratificada por sexo. Foram ainda estudados os respectivos submodelos (apenas com uma ou duas variáveis temporais).

Conhecido o comportamento das taxas de incidência, uma questão subsequente prende-se com a sua projecção em períodos futuros. Porém, o efeito de mudanças estruturais na população, ao qual Portugal não é alheio, altera substancialmente o número esperado de casos futuros com cancro. Estimativas da incidência de cancro a nível mundial obtidas a partir de projecções demográficas apontam para um aumento de 25% dos casos de cancro nas próximas duas décadas. Embora a projecção da incidência esteja associada a alguma incerteza, as projecções auxiliam no planeamento de políticas de saúde para a afetação de recursos e permitem a avaliação de cenários e de intervenções que tenham como objetivo a redução do impacto do cancro. O desconhecimento de projecções da taxa de incidência destas neoplasias na área abrangida pelo ROR-Sul, levou à utilização de modelos de projecção que diferem entre si quanto à sua estrutura, linearidade (ou não) dos seus coeficientes e comportamento das taxas na série histórica de dados (*e.g.* crescente, decrescente ou estável). Os referidos modelos pautaram-se por duas abordagens: (i) modelos lineares no que concerne ao tempo e (ii) extrapolação de efeitos temporais identificados pelos modelos *APC* para períodos futuros. Foi feita a projecção das taxas de incidência para os anos de 2007 a 2010 tendo em conta o género, idade e neoplasia. É ainda apresentada uma estimativa do impacto económico destas neoplasias no período de projecção.

Uma questão pertinente e habitual no contexto clínico é a que o presente estudo pretende dar resposta, reside em saber qual a contribuição da neoplasia em si para a sobrevivência do doente. Nesse sentido, a mortalidade por causa específica é habitualmente utilizada para estimar a mortalidade atribuível apenas ao cancro em estudo. Porém, existem muitas situações em que a causa de morte é desconhecida e, mesmo que esta informação esteja disponível através dos certificados de óbito, não é fácil distinguir os casos em que a principal causa de morte é devida ao cancro. A sobrevivência relativa surge como uma medida objetiva que não necessita do

conhecimento da causa específica da morte para o seu cálculo e dar-nos-á uma estimativa da probabilidade de sobrevivência caso o cancro em análise, num cenário hipotético, seja a única causa de morte. Desconhecida a principal causa de morte nos casos diagnosticados com cancro no registo ROR-Sul, foi determinada a sobrevivência relativa para cada uma das neoplasias em estudo, para um período de *follow-up* de 5 anos, tendo em conta o sexo, a idade e cada uma das regiões que constituem o registo. Foi adotada uma análise por período e as abordagens convencional e por modelos.

No epílogo deste estudo, é analisada a influência da variabilidade espaço-temporal nas taxas de incidência. O longo período de latência das doenças oncológicas, a dificuldade em identificar mudanças súbitas no comportamento das taxas, populações com dimensão e riscos reduzidos, são alguns dos elementos que dificultam a análise da variação temporal das taxas. Nalguns casos, estas variações podem ser reflexo de flutuações aleatórias. O efeito da componente temporal aferida pelos modelos APC dá-nos um retrato incompleto da incidência do cancro. A etiologia desta doença, quando conhecida, está associada com alguma frequência a fatores de risco tais como condições socioeconómicas, hábitos alimentares e estilo de vida, atividade profissional, localização geográfica e componente genética. O “contributo”, dos fatores de risco é, por vezes, determinante e não deve ser ignorado. Surge, assim, a necessidade em complementar o estudo temporal das taxas com uma abordagem de cariz espacial. Assim, procurar-se-á aferir se as variações nas taxas de incidência observadas entre os concelhos inseridos na área do registo ROR-Sul poderiam ser explicadas quer pela variabilidade temporal e geográfica quer por fatores socioeconómicos ou, ainda, pelos desiguais estilos de vida. Foram utilizados os Modelos Bayesianos Hierárquicos Espaço-Temporais com o objetivo de identificar tendências espaço-temporais nas taxas de incidência bem como quantificar alguns fatores de risco ajustados à influência simultânea da região e do tempo.

Os resultados obtidos pela implementação de todas estas metodologias considera-se ser uma mais valia para o conhecimento destas neoplasias em Portugal.

Palavras-chave: cancro, modelos idade-período-coorte, projeções, sobrevivência relativa, modelos bayesianos hierárquicos espaço-temporais, epidemiologia, registo de cancro de base populacional.

ABSTRACT

The demographic structure of Portugal is marked by low birth and mortality rates, with the elderly being an increasingly representative sector of the population, mainly due to greater longevity. The incidence of cancer, in general, is greater precisely in that age group. Alongside with other equally damaging diseases (*e.g.* cardiovascular, degenerative), whose incidence rates increases with age, cancer is of special note. In epidemiological studies, cancer is the global leader in mortality. In developed countries its weight represents 25% of the total number of deaths, with this percentage being doubled in other countries. Obesity, a reduce consumption of fruit and vegetables, physical inactivity, smoking and alcohol consumption, are the five risk factors present in 30% of deaths due to cancer. Globally, and in particular in the South of Portugal, the stomach, rectum and colon cancer have high incidence and mortality rates. From a strictly economic perspective, cancer is the disease that consumes more resources, while from a physical and psychological point of view, it is a disease that is not limited to the patient. Cancer is therefore an up to date disease and one of increased importance, since it reflects the habits and the environment of a society, regardless the intrinsic characteristics of each individual.

The adoption of statistical methodology applied to cancer data modelling is especially valuable and relevant when the information comes from population-based cancer registries (PBCR). In such cases, these registries allow for the assessment of the risk and the suffering associated to a given neoplasm in a specific population. The weight that stomach, colon and rectum cancers assume in Portugal was one of the motivations of the present study, that focus on analyzing trends, projections, relative survival and spatial distribution of these neoplasms. The data considered in this study, are all cases diagnosed between 1998 and 2006, by the PBCR of Portugal, ROR-Sul.

Only year of diagnosis, also called period, was the only time variable considered in the initial descriptive analysis of the incidence rates and trends for each of the three neoplasms considered. However, a methodology that only considers one single time variable will probably fall short on the conclusions that could be drawn from the data under study. In cancer, apart from the variable period, the age at diagnosis and the birth cohort are also temporal variables and may provide an additional contribution to the characterization of the incidence. The relevance assumed by these temporal variables justified its inclusion in a class of models called Age-Period-Cohort

models (*APC*). This class of models was used for the analysis of the incidence rates of the three cancers under study. *APC* models allow to model nonlinearity and/or sudden changes in linear relationships of rate trends. Two approaches of *APC* models were considered: the classical and the one using smoothing functions. The models were stratified by gender and, when justified, further studies explored other sub-models where only one or two temporal variables were considered.

After the analysis of the incidence rates, a subsequent goal is related to their projections in future periods. Although the effect of structural changes in the population, of which Portugal is not oblivious, may substantially change the expected number of future cancer cases, the results of these projections could help planning health policies with the proper allocation of resources, allowing for the evaluation of scenarios and interventions that aim to reduce the impact of cancer in a population. Worth noting that cancer incidence worldwide obtained from demographic projections point out to an increase of 25% of cancer cases in the next two decades. The lack of projections of incidence rates of the three cancers under study in the area covered by ROR-Sul, led us to use a variety of forecasting models that differ in the nature and structure. For example, linearity or nonlinearity in their coefficients and the trend of the incidence rates in historical data series (*e.g.* increasing, decreasing or stable). The models followed two approaches: (i) linear models regarding time and (ii) extrapolation of temporal effects identified by the *APC* models for future periods. The study provide incidence rates projections and the numbers of newly diagnosed cases for the year, 2007 to 2010, taking into account gender, age and the type of cancer. In addition, an estimate of the economic impact of these neoplasms is presented for the projection period considered.

This research also try to address a relevant and common clinical question in these type of studies, regarding the contribution of the type of cancer to the patient survival. In such studies, the primary cause of death is commonly used to estimate the mortality specifically due to the cancer. However, there are many situations in which the cause of death is unknown, or, even if this information is available through the death certificates, it is not easy to distinguish the cases where the primary cause of death is the cancer. With this in mind, the relative survival is an alternative measure that does not need the knowledge of the specific cause of death to be calculated. This estimate will represent the survival probability in the hypothetical scenario of a certain cancer be the only cause of death. For the patients with unknown cause of death that were diagnosed with cancer in the ROR-Sul, the relative survival was calculated for

each of the cancers under study, for a follow-up period of 5 years, considering gender, age and each one of the regions that are part the registry. A period analysis was undertaken, considering both the conventional and the model approaches.

In final part of this study, we analyzed the influence of space-time variability in the incidence rates. The long latency period of oncologic diseases, the difficulty in identifying subtle changes in the rates behavior, populations of reduced size and low risk are some of the elements that can be a challenge in the analysis of temporal variations in rates, that, in some cases, can reflect simple random fluctuations. The effect of the temporal component measured by the *APC* models gives an incomplete picture of the cancer incidence. The etiology of this disease, when known, is frequently associated to risk factors such as socioeconomic conditions, eating habits and lifestyle, occupation, geographic location and genetic component. The "contribution" of such risk factors is sometimes decisive in the evolution of the disease and should not be ignored. Therefore, there was the need to consider an additional approach in this study, one of spatial nature, addressing the fact that changes in incidence rates observed in the ROR-Sul area, could be explained either by temporal and geographical variability or by unequal socio-economic or lifestyle factors. Thus, Bayesian hierarchical space-time models were used with the purpose of identifying space-time trends in incidence rates together with the the analysis of the effect of the risk factors considered in the study.

The results obtained and the implementation of all these methodologies are considered to be an added value to the knowledge of these neoplasms in Portugal.

Keywords: cancer, age-period-coorte models , projections, relative survival, hierarchical bayesian space-time models, epidemiology, population-based cancer registries.

NOTA INTRODUTÓRIA

Destacam-se como objetivos principais do presente estudo a análise de tendências, projeções, sobrevivências relativas e distribuição espacial das neoplasias do cólon, recto e estômago. Várias foram as motivações para a sua realização, dentre as quais merecem destaque:

- a importância crescente que o cancro assume na nossa sociedade, tocando muitas vezes pessoas próximas e que amamos;
- o desafio da modelação da incidência do cancro por metodologias estatísticas distintas, permitindo uma análise sob diferentes prismas, cujo resultado final se pretende que seja um contributo adicional para um retrato mais nítido destas neoplasias em Portugal.

A informação utilizada provém de três fontes: Instituto Nacional de Estatística (INE), Registo Oncológico Regional Sul (ROR-Sul) e Instituto Nacional de Saúde Doutor Ricardo Jorge (INSA). No que diz respeito ao INE, utilizaram-se as estimativas da população residente por grupos etários e as tábuas de mortalidade. Relativamente ao ROR-Sul, os dados são exaustivos e contemplam todos os casos diagnosticados no período 1998 – 2006 para as referidas neoplasias. Informação referente a variáveis que mensuram comportamentos e estilos de vida a nível concelhio foram disponibilizadas pelo INSA.

Para além das medidas descritivas utilizadas na caracterização das neoplasias, a modelação da incidência do cancro recorreu a modelos lineares generalizados, modelos idade-período-coorte, modelos de projeção, modelos de sobrevivência relativa e modelos bayesianos hierárquicos espaço-temporais.

A presente nota pretende guiar o leitor na estrutura da tese que se encontra dividida em três partes. A primeira, constituída por 6 capítulos, contém o âmago da investigação, a segunda parte diz respeito aos apêndices (A e B) enquanto que a terceira e última parte contém quadros e tabelas que suportam grande parte dos resultados.

No que diz respeito ao conteúdo de cada capítulo, foi adotado o seguinte critério: primeiramente é contextualizado o tema e introduzidos os conceitos, sendo posteriormente apresentada a respetiva aplicação prática e conclusões com base na informação do registo oncológico. No capítulo inicial é feita uma breve síntese histórica do cancro. São focados aspectos fisiológicos,

epidemiológicos, fatores de risco, sintomatologia, prevenção, detecção, diagnóstico e tratamento relativo às neoplasias do cólon, recto e estômago. No epílogo deste capítulo, serão também abordados os registos de cancro, em particular o registo ROR-Sul. O capítulo 2 consiste na determinação das taxas de incidência e tendências das referidas neoplasias no período em estudo. O capítulo 3 é dedicado aos modelos Idade-Período-Coorte (*APC models*) que permitem modelar a taxa de incidência segundo três variáveis temporais. A pertinência da adoção destes modelos justifica-se pelo facto do estudo da tendência temporal nas taxas de incidência, presente no capítulo anterior, contemplar apenas uma única variável temporal - o período - que corresponde ao ano em que foi diagnosticado o tumor. Todavia, uma metodologia que utilize apenas uma única variável temporal é limitada. Nesta medida, pode ser explicado o contributo de cada um dos restantes efeitos temporais. Nos *APC* foram consideradas as abordagens clássica e a abordagem com recurso a funções suavizadoras (*e.g. splines* cúbicos). Foram ainda estudados os respetivos submodelos (apenas com uma ou duas variáveis temporais).

Conhecido o comportamento da taxa de incidência, uma questão subsequente prende-se com a sua projeção em períodos futuros; esta é preconizada no capítulo 4. Neste capítulo, a projeção das taxas de incidência irá pautar-se por duas abordagens: (i) modelos lineares no que concerne ao tempo e (ii) extrapolação de efeitos temporais identificados pelos modelos *APC* para períodos futuros. É feita a projeção para os anos 2007 a 2010 tendo em conta o género e a idade, sendo ainda apresentada uma estimativa do impacto económico destas neoplasias no período de projeção.

O capítulo 5 permite responder a uma questão pertinente e habitual que consiste em saber qual a contribuição da neoplasia em si para a sobrevivência do doente. A mortalidade por causa específica é habitualmente utilizada para estimar a mortalidade atribuível apenas ao cancro em estudo. Porém, existem muitas situações em que a causa de morte é desconhecida e, mesmo que esta informação esteja disponível através dos certificados de óbito, não é fácil distinguir os casos em que a principal causa de morte é devida ao cancro. Assim sendo, a sobrevivência relativa surge como uma medida objetiva que não necessita do conhecimento da causa específica da morte para o seu cálculo e dar-nos-á uma estimativa da probabilidade de sobrevivência caso o cancro em análise, num cenário hipotético, seja a única causa de morte. Neste capítulo, será determinada a sobrevivência relativa, para um período de *follow-up* de 5 anos, para as neoplasias diagnosticadas neste estudo nos anos 1998 a 2006. A sobrevivência relativa foi determinada por neoplasia, sexo, idade e para cada uma das regiões inseridas no

registo oncológico ROR-Sul. Foi efetuada uma análise por período através das abordagens convencional e por modelos.

No término deste estudo procurou-se avaliar a influência da variabilidade espaço-temporal nas taxas de incidência para as neoplasias em causa, questão essa remetida para o capítulo 6. Assim, neste capítulo final, procurar-se-á aferir se as variações nas taxas de incidência observadas entre os concelhos inseridos na área do registo ROR-Sul poderiam ser explicadas quer pela variabilidade temporal e geográfica quer por fatores socioeconómicos ou ainda pelos desiguais estilos de vida. O presente capítulo introduz os Modelos Bayesianos Hierárquicos Espaço-Temporais (MBHET) com o intuito de dar a conhecer ao leitor qual o contributo destes modelos no reconhecimento de tendências espaço-temporais nas taxas de incidência e na quantificação de alguns fatores de risco ajustados à influência simultânea da região e do tempo.

No que diz respeito à segunda parte, no apêndice A consta metodologia estatística adotada em Registos de Cancro de Base Populacional (RCBP). Realce para as medidas utilizadas quer na mensuração quer na padronização das taxas de incidência. O apêndice B retrata as funções suavizadoras e a interpolação linear, conceitos esses presentes nos capítulos 3 e 4. Adicionalmente, é disponibilizado um CD com o código utilizado que permite reproduzir os resultados obtidos (*e.g.* gráficos, modelação estatística, etc.).

Como nota final, o autor deseja que a leitura desta temática possa servir de estímulo na constante batalha contra o cancro e simultaneamente possa ser mais um contributo para o conhecimento destas neoplasias em Portugal.

CONTEÚDO

I MÉTODOS ESTATÍSTICOS APLICADOS À MODELAÇÃO DE DADOS ONCOLÓGICOS 1

1	O CANCRO	3
1.1	Cancro colorectal e do estômago	7
1.1.1	O estômago	7
1.1.2	Cólon e Recto	9
1.2	Registos de cancro e ROR-Sul	12
1.2.1	Registo Oncológico Regional Sul	13
2	MEDIDAS DE EFEITO DO CANCRO COLORECTAL E DO ESTÔMAGO NO SUL DE PORTUGAL	15
2.1	Cancro do cólon	15
2.2	Cancro do recto	18
2.3	Cancro do estômago	20
3	MODELOS IDADE-PERÍODO-COORTE	23
3.1	Motivação	23
3.2	Introdução	24
3.3	Representação gráfica de taxas de incidência	25
3.4	Abordagem Clássica dos APC	28
3.5	Problema da não identificabilidade	30
3.6	Modelo Idade-Período: AP	30
3.7	Modelo Idade-Coorte: AC	31
3.8	Modelo Idade- <i>Drift</i> : AD	32
3.9	Abordagem de Carstensen	33
3.10	Seleção de modelos	33
3.10.1	Abordagem clássica	33
3.10.2	Abordagem por funções suavizadoras	35
3.11	Abordagem Bayesiana dos modelos APC	35
3.12	Resultados da modelação da incidência	36
3.12.1	Cancro do cólon	36
3.12.2	Cancro do estômago	42
3.12.3	Cancro do recto	46
4	PROJEÇÃO DA INCIDÊNCIA DE CANCRO	51
4.1	Introdução	51
4.2	Modelos de projeção	54
4.2.1	Estrutura funcional dos modelos	58
4.2.2	Modelos lineares e não lineares nos coeficientes	58
4.2.3	Intervalos de confiança e de predição	60
4.3	Resultados	63
4.3.1	Modelos lineares e não-lineares nos coeficientes	63

4.3.2	Modelos com funções suavizadoras	72
5	SOBREVIVÊNCIA RELATIVA	77
5.1	Objetivo	77
5.2	Sobrevivência Relativa	78
5.2.1	Cálculo da sobrevivência observada	79
5.2.2	Estimação da sobrevivência esperada	80
5.2.3	Determinação da variância de $S^R(t)$	82
5.3	Modelos de regressão de sobrevivência relativa	82
5.3.1	Interpretação dos coeficientes do modelo de regressão da SR	85
5.4	Análise por período	86
5.5	Resultados	88
5.6	Abordagem convencional por neoplasia e região	89
5.6.1	Cancro do cólon	89
5.6.2	Cancro do recto	90
5.6.3	Cancro do estômago	91
5.7	Sobrevivência relativa acumulada ajustada à idade	91
5.8	Abordagem por modelos	94
5.9	Variabilidade inter-regional, por género e grupo etário	94
5.9.1	Cancro do estômago	94
5.9.2	Cancro do cólon	99
5.9.3	Cancro do recto	99
5.10	Considerações finais	100
6	EPIDEMIOLOGIA ESPACIAL	103
6.1	Objetivos	103
6.2	Introdução	104
6.3	Conceitos básicos da metodologia Bayesiana	106
6.3.1	Modelação bayesiana	107
6.4	Auto-correlação espacial	108
6.5	Modelos Bayesianos Hierárquicos Espaço-Temporais (MBHET)	109
6.5.1	Variáveis do modelo	110
6.6	Resultados	112
6.6.1	Cancro do estômago	112
6.6.2	Cancro do cólon	115
6.6.3	Cancro do recto	116
II	APÊNDICES	121
A	METODOLOGIA ESTATÍSTICA EM RCBP	123
B	APROXIMAÇÃO POLINOMIAL DE FUNÇÕES	135
B.1	Interpolação Polinomial	135
B.2	Interpolação segmentada	137
B.3	Spline cúbico	138

III	ANEXOS	145
1	QUADROS & TABELAS	147
	BIBLIOGRAFIA	305

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Estrutura de uma célula humana.	3
Figura 2	Caranguejo, símbolo do cancro.	4
Figura 3	Sistema digestivo humano.	7
Figura 4	Órgãos do aparelho digestivo.	8
Figura 5	Anatomia do cólon e do recto.	10
Figura 6	Pólipo no interior do intestino grosso.	11
Figura 7	Taxas de incidência - cancro do cólon (1998-2006).	16
Figura 8	Taxas de incidência padronizada - cancro do cólon segundo o sexo.	17
Figura 9	Taxas de incidência - cancro do recto (1998-2006).	18
Figura 10	Taxas de incidência padronizada - cancro do recto por sexo.	19
Figura 11	Taxas de incidência - cancro do estômago (1998-2006).	20
Figura 12	Taxas de incidência padronizada - cancro do estômago por sexo.	21
Figura 13	Taxas de incidência padronizada: cancros do cólon, recto e estômago.	22
Figura 14	Taxas específicas segundo a idade por período.	26
Figura 15	Taxas específicas segundo a idade por coorte.	26
Figura 16	Taxas de incidência <i>vs</i> período.	27
Figura 17	Taxas de incidência <i>vs</i> coorte.	27
Figura 18	Número de graus de liberdade associado a cada modelo segundo a abordagem clássica.	34
Figura 19	Número de graus de liberdade associado a cada modelo segundo a abordagem de Carstensen.	35
Figura 20	Análise gráfica exploratória das taxas de incidência do cancro do cólon.	37
Figura 21	Modelos testados no ajustamento das taxas de incidência do cancro do cólon pela abordagem clássica.	37
Figura 22	Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do cólon por um modelo <i>APC</i> , abordagem clássica.	38
Figura 23	Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do cólon por um modelo <i>APC</i> com funções suavizadoras, por sexo.	41
Figura 24	Análise gráfica exploratória das taxas de incidência do cancro do estômago.	42
Figura 25	Modelação da incidência do cancro do estômago pela abordagem clássica.	43

Figura 26	Modelo idade- <i>drift</i> ajustado aos dados do cancro do estômago. 44
Figura 27	Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do estômago por um modelo APC com funções suavizadoras, por sexo. 45
Figura 28	Análise gráfica exploratória das taxas de incidência do cancro do recto. 46
Figura 29	Modelos testados no ajustamento das taxas de incidência do cancro do recto pela abordagem clássica. 47
Figura 30	Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do recto por um modelo APC com funções suavizadoras, por sexo. 49
Figura 31	Declínio das taxas de natalidade em Portugal. 53
Figura 32	Aumento da esperança de vida em Portugal. 54
Figura 33	Pirâmide etária portuguesa. 55
Figura 34	Organigrama que auxilia a escolha do modelo de projecção. 57
Figura 35	Projeção do número de casos diagnosticados com cancro do cólon no período 2007 – 2010. 65
Figura 36	Projeção do número de casos diagnosticados com cancro do estômago no período 2007 – 2010. 65
Figura 37	Projeção do número de casos diagnosticados com cancro do recto no período 2007 – 2010. 66
Figura 38	Comparação entre as projeções das neoplasias no período 2007 – 2010. 66
Figura 39	Projeção da taxa de incidência padronizada: cancro do estômago. 67
Figura 40	Projeção da taxa de incidência padronizada: cancro do recto. 70
Figura 41	Projeção da taxa de incidência padronizada: cancro do cólon. 70
Figura 42	Projeção das taxas de incidência padronizada: cancros do cólon, estômago e do recto. 71
Figura 43	Taxas de incidência, por grupo etário e género, passadas e futuras, no cancro do recto. 71
Figura 44	Taxas de incidência, por grupo etário e género, passadas e futuras, no cancro do cólon. 73
Figura 45	Projeção da incidência de cancro do recto para 2007 – 2010, segundo o sexo e grupo etário. 73
Figura 46	Projeção da incidência de cancro do estômago para 2007 – 2010, segundo o sexo e grupo etário. 74
Figura 47	Projeção da incidência de cancro do cólon para 2007 – 2010, segundo o sexo e grupo etário. 74
Figura 48	Projeção da taxa de incidência de cancro do cólon por modelos APC. 76

Figura 49	SR para um <i>follow-up</i> de 5 anos - abordagem convencional 83
Figura 50	Estimativa da SRA (2003 – 2006) do cancro do cólon por idade específica na região de Lisboa. 84
Figura 51	Comparação entre a análise convencional e a análise por modelos. 85
Figura 52	Análise Período <i>vs</i> Análise Coorte. 87
Figura 53	Número de casos diagnosticados por região no registo ROR-Sul. 88
Figura 54	Abordagem convencional: SRA do cancro do cólon por região e grupo etário. 90
Figura 55	Abordagem convencional - SRA do cancro do recto por região e grupo etário. 91
Figura 56	Abordagem convencional - SRA do cancro do estômago por região e grupo etário. 92
Figura 57	Epidemiologia espacial: confluência de domínios distintos. 105
Figura 58	Distribuição geográfica do cancro em mulheres (1851 – 1860) na Inglaterra e País de Gales. 105
Figura 59	Componente temporal com comportamento linear no cancro do estômago. 112
Figura 60	Riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência de cancro do estômago, por ano e por concelho. 113
Figura 61	Mapas dos riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência do cancro do estômago, no sexo feminino, para os anos 1998, 2001 e 2006. 113
Figura 62	Mapas dos riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência do cancro do estômago, no sexo masculino, para os anos 1998, 2001 e 2006. 113
Figura 63	Cancro do cólon: modelação da componente temporal por um passeio aleatório de segunda ordem. 115
Figura 64	Riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência de cancro do cólon, por ano e por concelho. 116
Figura 65	Mapas dos riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência do cancro do cólon, no sexo masculino, para os anos 1998, 2001 e 2006 respetivamente. 117
Figura 66	Cancro do recto: modelação da componente temporal por um passeio aleatório de segunda ordem. 117
Figura 67	Riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência de cancro do recto, por ano e por concelho. 118
Figura 68	Mapas dos riscos relativos esperados <i>a posteriori</i> para a incidência do cancro do recto, no sexo masculino, para o ano de 2006. 119
Figura 69	Cálculo pessoa-tempo. 124
Figura 70	Determinação do índice EAPC para as neoplasias do cólon, recto e estômago. 132

Figura 71	Determinação do índice EAPC para as neoplasias em estudo segundo o sexo. 133
Figura 72	Suavização de curvas. 137
Figura 73	Ligação de funções polinomiais. 138
Figura 74	Função classe C^0 139
Figura 75	Função classe C^1 139
Figura 76	<i>Spline</i> linear. 140
Figura 77	Função classe C^2 . 140
Figura 78	<i>Splines</i> cúbicos. 143

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Casos diagnosticados com cancro do cólon e respetivas taxas de incidência. 15
Tabela 2	Casos diagnosticados com cancro do recto e respetivas taxas de incidência. 19
Tabela 3	Casos diagnosticados com cancro do estômago e respetivas taxas de incidência. 21
Tabela 4	Modelação da incidência do cancro do cólon pela abordagem clássica. 39
Tabela 5	Modelação da incidência do cancro do cólon por funções suavizadoras. 40
Tabela 6	Modelação da incidência do cancro do estômago pela abordagem clássica. 43
Tabela 7	Modelação da incidência do cancro do estômago por funções suavizadoras. 44
Tabela 8	Modelação da incidência do cancro do recto pela abordagem clássica. 47
Tabela 9	Teste de adequabilidade do ajuste dos modelos de projecção. 63
Tabela 10	Projecção do número de casos no período 2007 – 2010 por neoplasia e sexo. 64
Tabela 11	Teste de adequabilidade do ajuste dos modelos de projecção por sexo. 67
Tabela 12	Projecção de novos casos com cancro no período 2007 – 2010 por sexo. 68
Tabela 13	Projecção da taxa de incidência padronizada, período 2007 – 2010, por neoplasia e sexo. 69
Tabela 14	Influência da estrutura etária e da população nas taxas de incidência. 72
Tabela 15	Projecção <i>vs</i> realidade - período 2007. 75
Tabela 16	Projecção do número de casos de cancro no período 2007 – 2010 para as neoplasias em estudo. 75

Tabela 17	Número de casos diagnosticados por neoplasia e região. 88
Tabela 18	Padronização da SR com base numa população de adultos com cancro. 92
Tabela 19	SRA padronizada à idade por cancro e por região. 93
Tabela 20	SRA - cancro do estômago: abordagem por modelos. 95
Tabela 21	SRA - cancro do cólon: abordagem por modelos. 96
Tabela 22	SRA - cancro do recto: abordagem por modelos. 97
Tabela 23	Abordagem por modelos - SR do cancro do estômago. 98
Tabela 24	Abordagem por modelos - SR do cancro do cólon. 99
Tabela 25	Abordagem por modelos - SR do cancro do recto. 100
Tabela 26	População padrão Europeia e Mundial. 127
Tabela 27	Erro padrão da taxa ASR por tumor e por abordagem. 129
Tabela 28	Topografia para as neoplasias em estudo. 148
Tabela 29	Morfologia encontrada nas neoplasias em estudo. 149
Tabela 30	Variáveis relacionadas com a localização geográfica dos casos. 150
Tabela 31	Variáveis relacionadas com a localização geográfica dos casos. 151
Tabela 32	Variáveis relacionadas com a localização geográfica dos casos. 152
Tabela 33	Variáveis temporais presentes na base de dados. 153
Tabela 34	Estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. 156
Tabela 35	Estimativa da população residente, em 31 de Dezembro, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. 157
Tabela 36	Estimativa da população masculina residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. 158
Tabela 37	Estimativa da população feminina residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. 159
Tabela 38	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 1998. 162
Tabela 39	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 1999. 163
Tabela 40	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2000. 164
Tabela 41	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2001. 165
Tabela 42	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2002. 166

Tabela 43	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2003.	167
Tabela 44	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2004.	168
Tabela 45	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2005.	169
Tabela 46	Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2006.	170
Tabela 47	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 1998.	172
Tabela 48	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 1999.	173
Tabela 49	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2000.	174
Tabela 50	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2001.	175
Tabela 51	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2002.	176
Tabela 52	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2003.	177
Tabela 53	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2004.	178
Tabela 54	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2005.	179
Tabela 55	Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2006.	180
Tabela 56	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 1998.	182
Tabela 57	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 1999.	183
Tabela 58	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2000.	184
Tabela 59	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2001.	185
Tabela 60	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2002.	186
Tabela 61	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2003.	187
Tabela 62	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2004.	188
Tabela 63	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2005.	189
Tabela 64	Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2006.	190
Tabela 65	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 1998.	192
Tabela 66	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 1999.	193
Tabela 67	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2000.	194
Tabela 68	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2001.	195
Tabela 69	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2002.	196
Tabela 70	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2003.	197
Tabela 71	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2004.	198

Tabela 72	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2005. 199
Tabela 73	Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2006. 200
Tabela 74	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 1998. 202
Tabela 75	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 1999. 203
Tabela 76	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2000. 204
Tabela 77	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2001. 205
Tabela 78	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2002. 206
Tabela 79	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2003. 207
Tabela 80	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2004. 208
Tabela 81	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2005. 209
Tabela 82	Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2006. 210
Tabela 83	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 1998. 212
Tabela 84	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 1999. 213
Tabela 85	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2000. 214
Tabela 86	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2001. 215
Tabela 87	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2002. 216
Tabela 88	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2003. 217
Tabela 89	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2004. 218
Tabela 90	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2005. 219
Tabela 91	Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2006. 220
Tabela 92	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 1998. 222
Tabela 93	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 1999. 223
Tabela 94	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2000. 224

Tabela 95	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2001. 225
Tabela 96	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2002. 226
Tabela 97	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2003. 227
Tabela 98	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2004. 228
Tabela 99	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2005. 229
Tabela 100	Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2006. 230
Tabela 101	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 1998. 232
Tabela 102	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 1999. 233
Tabela 103	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2000. 234
Tabela 104	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2001. 235
Tabela 105	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2002. 236
Tabela 106	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2003. 237
Tabela 107	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2004. 238
Tabela 108	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2005. 239
Tabela 109	Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2006. 240
Tabela 110	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 1998. 242
Tabela 111	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 1999. 243
Tabela 112	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2000. 244
Tabela 113	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2001. 245
Tabela 114	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2002. 246
Tabela 115	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2003. 247
Tabela 116	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2004. 248
Tabela 117	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2005. 249

Tabela 118	Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2006. 250
Tabela 119	Casos diagnosticados com cancro do cólon por período e por grupos etários quinquenais. 254
Tabela 120	Casos diagnosticados com cancro do cólon por período e por grupos etários anuais. 255
Tabela 121	Cancro do cólon: população em risco (<i>pyrs</i>), por grupos etários quinquenais e por período. 256
Tabela 122	Cancro do cólon: população em risco (<i>pyrs</i>), por período e classes etárias anuais. 257
Tabela 123	(cont.) cancro do cólon: população em risco (<i>pyrs</i>), por período e classes etárias anuais. 258
Tabela 124	Taxa de incidência específica de cancro do cólon por período e classe etária. 259
Tabela 125	Casos diagnosticados com cancro do recto por período e por grupos etários quinquenais. 262
Tabela 126	Casos diagnosticados com cancro do recto por período e por grupos etários anuais. 263
Tabela 127	Cancro do recto: população em risco (<i>pyrs</i>), por grupos etários quinquenais e por período. 264
Tabela 128	Cancro do recto: população em risco (<i>pyrs</i>), por período e classes etárias anuais. 265
Tabela 129	(cont.) cancro do recto: população em risco (<i>pyrs</i>), por período e classes etárias anuais. 266
Tabela 130	Taxa de incidência específica de cancro do recto por período e classe etária. 267
Tabela 131	Casos diagnosticados com cancro do estômago por período e por grupos etários quinquenais. 270
Tabela 132	Casos diagnosticados com cancro do estômago por período e por grupos etários anuais. 271
Tabela 133	Cancro do estômago: população em risco (<i>pyrs</i>), por grupos etários quinquenais e por período. 272
Tabela 134	Cancro do estômago: população em risco (<i>pyrs</i>), por grupos etários anuais e período. 273
Tabela 135	(cont.) cancro do estômago: população em risco (<i>pyrs</i>), por grupos etários quinquenais e por período. 274
Tabela 136	Taxa de incidência específica de cancro do estômago por período e classe etária. 275
Tabela 137	Erro padrão da ASR, pela aproximação Binomial, no cancro do cólon com base na população mundial. 278
Tabela 138	Erro padrão da ASR, pela aproximação Binomial, no cancro do cólon com base na população europeia. 279
Tabela 139	Erro padrão da ASR, pela aproximação Poisson, no cancro do cólon com base na população WHO. 280

Tabela 140	Erro padrão da ASR, pela aproximação Poisson, no cancro do cólon com base na população europeia. 281
Tabela 141	Erro padrão da ASR, pela aproximação Binomial, no cancro do recto com base na população mundial. 284
Tabela 142	Erro padrão da ASR, pela aproximação Binomial, no cancro do recto com base na população europeia. 285
Tabela 143	Erro padrão da ASR, pela aproximação Poisson, no cancro do recto com base na população mundial. 286
Tabela 144	Erro padrão da ASR, pela aproximação Poisson, no cancro do recto com base na população europeia. 287
Tabela 145	Erro padrão da ASR, pela aproximação Binomial, no cancro do estômago com base na população mundial. 290
Tabela 146	Erro padrão da ASR, pela aproximação Binomial, no cancro do estômago com base na população europeia. 291
Tabela 147	Erro padrão da ASR, pela aproximação Poisson, no cancro do estômago com base na população mundial. 292
Tabela 148	Erro padrão da ASR, pela aproximação Poisson, no cancro do estômago com base na população europeia. 293
Tabela 149	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada, para o cancro do cólon, tomando o ano de 1997 como período de referência. 296
Tabela 150	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em homens, para o cancro do cólon, tomando o ano de 1997 como período de referência. 297
Tabela 151	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em mulheres, para o cancro do cólon, tomando o ano de 1997 como período de referência. 298
Tabela 152	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada, para o cancro do recto, tomando o ano de 1997 como período de referência. 299
Tabela 153	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em homens, para o cancro do recto, tomando o ano de 1997 como período de referência. 300
Tabela 154	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em mulheres, para o cancro do recto, tomando o ano de 1997 como período de referência. 301
Tabela 155	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada, para o cancro do estômago, tomando o ano de 1997 como período de referência. 302

Tabela 156	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em homens, para o cancro do estômago, tomando o ano de 1997 como período de referência. 303
Tabela 157	Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em mulheres, para o cancro do estômago, tomando o ano de 1997 como período de referência. 304

Parte I

MÉTODOS ESTATÍSTICOS APLICADOS À
MODELAÇÃO DE DADOS ONCOLÓGICOS

O CANCRO

O nosso organismo é constituído por centenas de milhões de células cujo funcionamento depende da informação contida nos genes. Com o decorrer do tempo, uma célula pode sofrer alterações nos seus genes, facto esse designado por mutação genética. Células cujo material genético tenha sido modificado, passam a receber informação incorreta para o seu normal funcionamento. Todavia, caso as referidas alterações ocorram em genes específicos designados oncogenes, as células a eles associadas tornam-se malignas. A transformação de uma célula normal (Fig. 1) em maligna, é um processo multi-etápico resultante da interação entre fatores genéticos e agentes cancerígenos que podem ser: infecciosos (*e.g.* vírus e fungos), físicos (*e.g.* radiação e traumas) e químicos (*e.g.* tabaco, mercúrio, amianto, sal). No entanto, nem sempre a “vigilância” de células cancerígenas é eficaz, o que origina a “perda de controlo” em algumas delas. As células que “escapam” ao controlo, multiplicam-se a um ritmo superior e invadem os tecidos contíguos.



Figura 1: Estrutura de uma célula humana.

Além do seu caráter invasivo, as células cancerígenas adquirem mobilidade pois, através da corrente sanguínea/linfática, conseguem migrar e implantar-se em outras zonas originando metástases. O crescimento celular desordenado e irreversível, a capacidade invasiva de tecidos adjacentes e a metastização, são características que definem e distinguem o cancro dos tumores benignos. Cancro

é portanto, um termo coletivo que abrange centenas de doenças que, apesar de diferirem entre si, surgem de um crescimento celular maligno e não controlado.

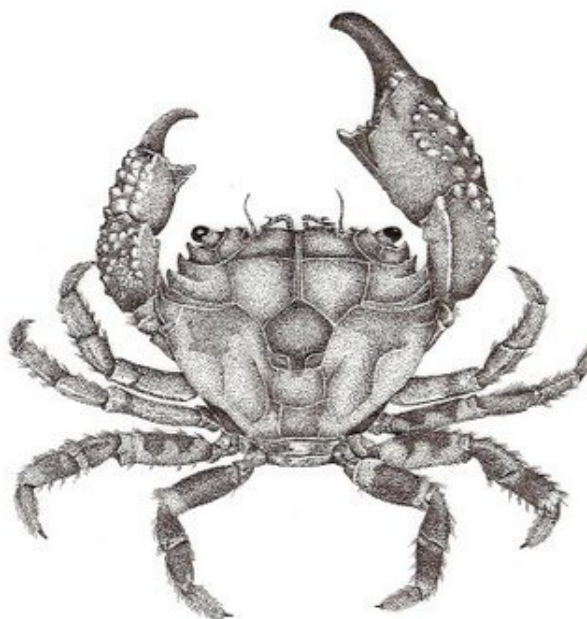


Figura 2: Caranguejo, símbolo do cancro.

A sua terminologia é devida a Hipócrates (460 – 370 a.C.), considerado o “Pai da Medicina”. Hipócrates usou os termos *carcinos* e *carcinoma* para descrever tumores ulcerosos e não ulcerosos. Em grego estas palavras referem-se a caranguejo. O caranguejo simboliza o cancro (Fig. 2) por três razões: (i) as suas tenazes representam as várias metástases; (ii) o caranguejo move-se em todas as direções; (iii) a carapaça do caranguejo equivale à massa de células tumorais. No antigo Egito (3000 a.C.), médicos registaram doenças que, dadas as suas características, hoje seriam classificadas como oncológicas. Na Europa, apesar da suspeição da sua existência há milênios, apenas a partir do século XVIII passa a haver registos com a causa de óbito. Desde então, observou-se o aumento constante nas taxas de mortalidade por cancro, acentuando-se após o século XIX com a chegada da revolução industrial. No desenvolvimento de um cancro, são necessárias mutações celulares em longos horizontes temporais, de forma cumulativa e contínua. A idade *per si* é um fator de risco (Estatísticas do Reino Unido, 2014) não só pelo “acúmulo de riscos” mas também pelo facto dos mecanismos de reparação celular serem

tendencialmente menos eficazes com o envelhecimento.

O diagnóstico de cancro, regra geral, requer o exame histológico da biópsia do tecido por um patologista e pode ser classificado num de quatro grupos:

CARCINOMA tumor maligno que se origina em tecidos compostos por células epiteliais, formando estruturas contínuas (*e.g.* pele e mucosas). Aproximadamente 80% dos tumores malignos são carcinomas;

SARCOMA tumor maligno que tem origem em células que estão em tecidos de ligação (*e.g.* ossos, ligamentos, músculos);

LEUCEMIA vulgarmente conhecida como *cancro no sangue*. Neste caso, as células malignas circulam no sangue sem que haja um tumor sólido propriamente dito;

LINFOMA tumor maligno no sistema linfático. O sistema linfático é uma rede de gânglios e pequenos vasos cuja função é a de combater as infeções.

Uma vez diagnosticado, o cancro é habitualmente tratado com uma combinação de cirurgia, quimioterapia e/ou radioterapia.

Porque razão o cancro, a par de outras doenças igualmente lesivas (*e.g.* cardiovasculares, degenerativas) cuja incidência aumenta com a idade, merece relevo?

Em termos epidemiológicos, o cancro é líder mundial na mortalidade (WHO,2011). É responsável por 13% dos óbitos, sendo as neoplasias do pulmão, estômago, fígado, cólon e mama as mais letais. Em países desenvolvidos, o cancro chega a ter um peso de 25% do total de óbitos. Cerca de 30% das mortes por cancro deve-se a 5 fatores de risco: obesidade, baixa ingestão de frutos e vegetais, sedentarismo, consumo de tabaco e ingestão de álcool. Em países pobres, o cancro é responsável por 70% das mortes. Tal facto é justificado por nesses países haver infeções crónicas virais [vírus do papiloma humano (WHO,2007) responsável pelo cancro do colo do útero; vírus da hepatite (B e C) responsável pelo cancro no fígado (IARC,1994a) e a bactéria *Helicobacter pylori* responsável pelo cancro no estômago (IARC,1994b)]; comportamentos sexuais de risco, recursos de saúde deficientes e ausência de campanhas de rastreio. Acresce dizer que as condições ambientais, em constante alteração, afiguram-se como um agente cancerígeno. Do ponto de vista estritamente económico, o cancro é a doença que mais recursos consome. Do ponto de vista físico e psicológico é uma doença que não limita o seu raio de ação ao doente, abrangendo familiares e cuidadores. O conhecimento de indicadores como Anos Potenciais de Vida Perdidos (Or,2000) devido ao cancro, permitem verificar que neoplasias poderão ver a sua incidência minimizada caso haja acesso

ao rastreio/serviços de saúde e mudança para comportamentos saudáveis. Todas as projeções apontam para que a taxa de incidência e mortalidade por cancro irá aumentar nas próximas duas décadas. Apesar da reputação do cancro ser uma doença “implacável”, a verdade é que, cada vez mais, devido ao avanço da medicina, alguns cancros possuem prognóstico substancialmente melhor que outras doenças não-malignas como por exemplo a insuficiência cardíaca. Pelo exposto, o cancro é uma doença sempre atual e cada vez mais presente, pois reflete os hábitos e o ambiente de uma sociedade, não obstante as características genéticas intrínsecas a cada um de nós. Uma vez que o presente estudo pretende analisar dados das neoplasias do cólon, recto e estômago, a seção que se segue apresenta informação relevante sobre estas neoplasias.

1.1 CANCRO COLORECTAL E DO ESTÔMAGO

A ingestão correta de alimentos é vital para a sobrevivência. Os alimentos são constituídos por nutrientes que satisfazem as necessidades vitais do nosso organismo. O aparelho digestivo (Figs. 3 e 4) é um mecanismo biológico especializado na transformação dos alimentos em moléculas simples e pequenas. É composto pelo trato gastrointestinal superior (boca, faringe, esôfago e estômago), pelo trato gastrointestinal inferior (intestino delgado, intestino grosso, recto e ânus), por glândulas acessórias (salivares, gástricas e intestinais), pelo pâncreas e pelo fígado.

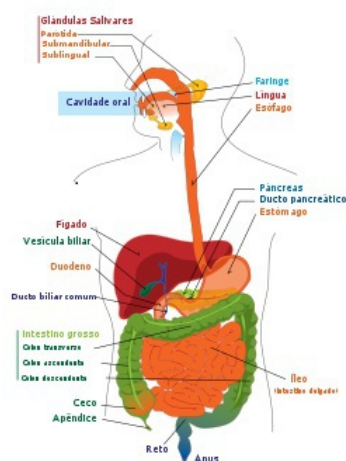


Figura 3: Sistema digestivo humano.
(Fonte <http://pt.wikipedia.org/>)

O presente estudo, no que diz respeito ao aparelho digestivo, irá incidir sobre os cancros do estômago, cólon e recto. Para cada um destes órgãos, será apresentada informação sucinta referente a: fisiologia, epidemiologia, fatores de risco, sintomatologia, prevenção, deteção, diagnóstico e tratamento.

1.1.1 O estômago

Fisiologia

O estômago constitui a porção mais dilatada do tubo digestivo e serve principalmente como local de armazenamento e mistura dos alimentos. No estômago ocorre também a digestão que transforma o bolo alimentar numa massa semi-líquida, o quimo.

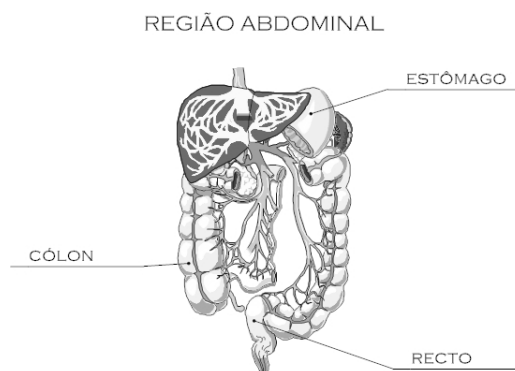


Figura 4: Órgãos do aparelho digestivo nos quais será estudada a incidência de cancro.

Epidemiologia

O cancro do estômago, também designado por cancro gástrico, é uma neoplasia cujas células malignas estão presentes nos tecidos deste órgão. A nível mundial é o quarto cancro mais comum sendo a segunda neoplasia com maior mortalidade [Parkin et al. (2001), Parkin (2004)] apesar de nas últimas décadas a incidência e mortalidade deste tumor terem vindo a diminuir. A incidência do carcinoma gástrico varia consoante a localização geográfica, provavelmente devido a diferenças no tipo de alimentação, conservação dos alimentos, fatores genéticos e ambientais, sexo e dermia¹ (Crew e Neugut, 2006). A doença afeta aproximadamente duas vezes mais homens que mulheres e tende a surgir após a quinta década de vida, sendo mais comum nos indivíduos melanodérmicos. O pico de incidência dá-se sobretudo em homens, por volta dos 70 anos de idade. A incidência nas últimas décadas tem diminuído, fruto de uma melhor conservação dos alimentos, uma vez que a infeção por *helicobacter pylori* é o principal fator de risco.

No Sul de Portugal este cancro é responsável por cerca de 10% dos óbitos por cancro, sendo o terceiro mais frequente no âmbito da mortalidade (Miranda et al., 2008).

Fatores de risco

A dieta desempenha um papel preponderante no cancro do estômago. Uma alimentação deficiente em vitaminas, a ingestão de água com elevada concentração de nitratos, bem como de alimentos fumados, enlatados/em conserva e com corantes, consubstanciam-se como potenciadores do risco. Fatores de origem patológica (e.g. anemia perniciosa e infeção pela bactéria *helicobacter pylori*), e lesões pré-tumorais (e.g. gastrite atrófica e metaplasia intestinal) apresentam também forte correlação com este cancro. Fatores socioeconómicos e hábitos tabágicos/etílicos, prestam ainda

¹ leucodérmicos: caucasianos e orientais; melanodérmicos: negros; leucomelanodérmicos: mestiços.

um contributo significativo nesta neoplasia.

Sintomatologia

Numa fase inicial, esta neoplasia é geralmente assintomática. Quando é feito o diagnóstico, normalmente a doença já se encontra numa fase avançada. Todavia, constituem sinais de alerta a perda de peso, anorexia, fadiga, sensação de plenitude gástrica, vômitos/náuseas e desconforto abdominal persistente. Numa fase mais avançada pode surgir: hematemese ("vômito de sangue"), massa palpável na parte superior do abdómen, aumento do fígado e presença de nódulos.

Prevenção, deteção e diagnóstico

Uma vez que as lesões pré-tumorais levam duas décadas até se tornarem malignas, a aposta na prevenção passa por uma dieta equilibrada, rica em vitaminas A, C e E, frequentemente presentes em vegetais, frutas e fibras. Em áreas com elevada taxa de incidência/mortalidade é feito um rastreio precoce. A deteção poderá ser feita através da pesquisa de sangue oculto nas fezes ou através de exames, sendo os mais usuais a radiografia com contraste e a endoscopia digestiva.

Tratamento

A cirurgia é a principal resposta terapêutica para o cancro do estômago. A localização, padrão, extensão da disseminação e tipo histológico do tumor, são fatores que determinam o prognóstico do doente. A radioterapia, quimioterapia e imunoterapia, são considerados tratamentos secundários e coadjuvantes.

1.1.2 Cólon e Recto

Fisiologia

Durante a digestão, os alimentos entram no cólon (Fig.5), parcialmente digeridos, sendo-lhes retirado água e nutrientes. As substâncias não aproveitadas e que são armazenadas (fezes) passam para o recto e, posteriormente, são expelidas através do ânus.

Epidemiologia

O cancro do cólon e recto é também designado por cancro colorectal (CCR). Quando o tumor maligno tem início no cólon, o cancro denomina-se por cancro do cólon (de forma análoga para o recto). O cancro do cólon tem origem no crescimento de pólipos no revestimento da mucosa intestinal (Fig.6). Na sua fase inicial, os pólipos são benignos embora quando não removidos se possam tornar malignos. Na Europa o CCR é o segundo cancro mais frequente e a segunda causa de morte por cancro (Ferlay et al.,2007).

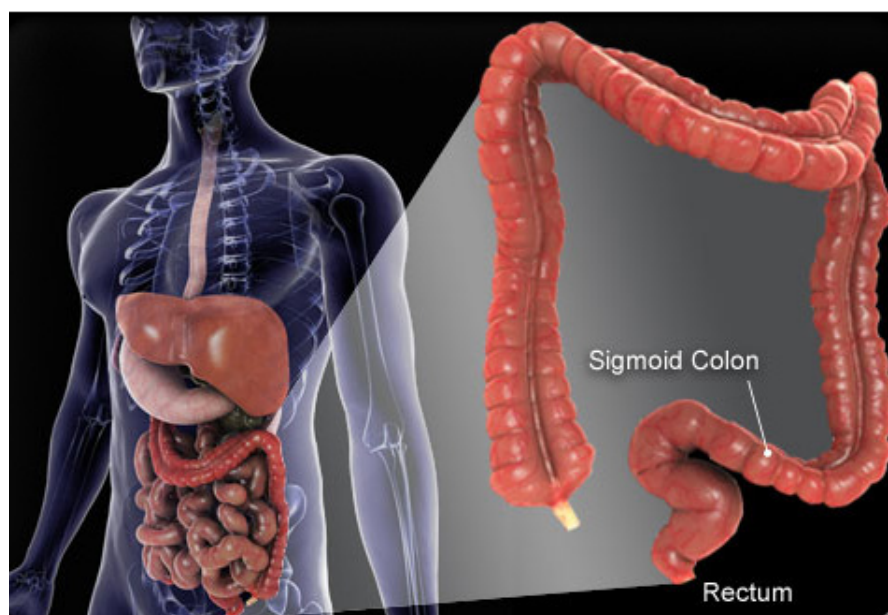


Figura 5: Anatomia do cólon e do recto.

(fonte: <http://ayie-disease.blogspot.pt/2010/11/understanding-cancer-of-colon.html>)

A nível mundial é o terceiro tumor mais comum e o segundo mais letal (Parkin et al.,1988). A incidência aumenta a partir dos 40 anos e atinge o auge entre os 60 e os 75 anos. O cancro do cólon é mais frequente no sexo feminino, enquanto que o cancro do recto é mais frequente no sexo masculino. No Sul de Portugal, os cancros do cólon e recto são responsáveis respetivamente por 10.5% e 4% das mortes por cancro sendo também o segundo e sétimo tumores mais letais (Miranda et al.,2008).

Fatores de risco

Os fatores de risco para o CCR poder-se-ão dividir em fatores controláveis e não-controláveis. Destacam-se como fatores não controláveis: a idade (a maior parte dos casos são diagnosticados após os 50 anos); o aparecimento de pólipos ou doença inflamatória intestinal; histórico familiar de CCR ou de cancro da mama/ovários/útero. Como fatores de risco controláveis destacam-se: o abandono progressivo da dieta mediterrânica dando lugar a uma dieta rica em carnes vermelhas com ingestão de alimentos processados; refeições rápidas e copiosas; baixo consumo de cálcio; obesidade; falta de exercício físico e sedentarismo; hábitos tabágicos e etílicos.

Sintomatologia

O cancro colorectal tem uma evolução silenciosa e os primeiros sintomas surgem de forma tardia. A sintomatologia depende da sua localização e extensão. No entanto, os sintomas mais usuais são: fadiga; alteração nos hábitos intestinais (obstipação/diarreia);

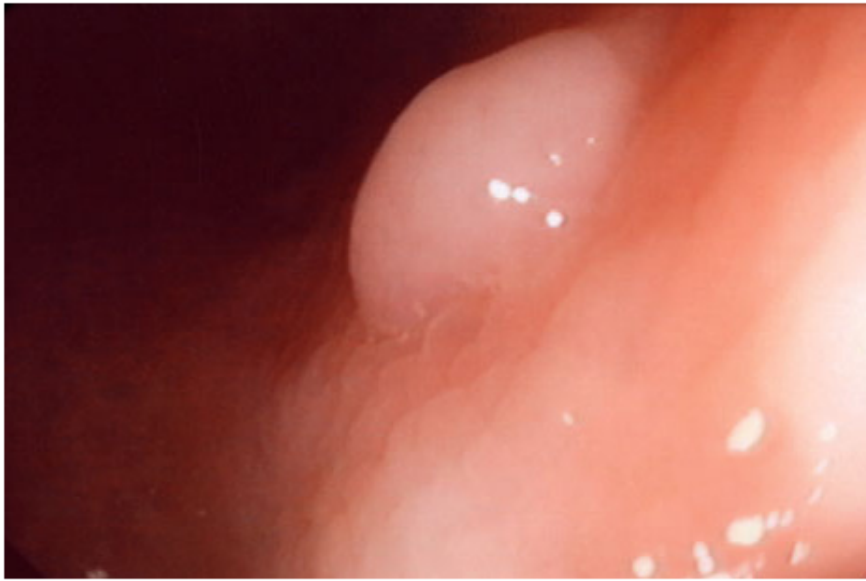


Figura 6: Pólipo no interior do intestino grosso.

(fonte:<http://ayie-disease.blogspot.pt/2010/11/understanding-cancer-of-colon.html>)

presença de sangue nas fezes; sensação de inchaço no intestino; náuseas/vômitos; perda de peso sem motivo aparente e desconforto abdominal.

Prevenção, deteção e diagnóstico

A prevenção consiste em procurar evitar os fatores de risco controláveis. A deteção precoce do CCR pode ser feita através da pesquisa de sangue oculto nas fezes e colonoscopia. A remoção precoce de pólipos, detetados por colonoscopia, constitui fator de prevenção. Pessoas com mais de 50 anos devem submeter-se anualmente à pesquisa de sangue oculto nas fezes. Caso o resultado seja positivo, é recomendada a colonoscopia. O diagnóstico requer biópsia.

Tratamento

A cirurgia é o tratamento inicial em ambos os tumores. No cancro do recto, o tipo de cirurgia depende da distância entre o tumor e o ânus e da profundidade que o tumor atingiu na parede rectal. A extração completa do recto e do ânus obriga o doente a viver com uma colostomia permanente. A radioterapia, associada ou não à quimioterapia, após a cirurgia pode ajudar no controlo do crescimento de células malignas ainda existentes, retardar o aparecimento de um novo tumor e aumentar a probabilidade de sobrevivência. São recomendados controlos periódicos aos doentes vítimas de CCR.

1.2 REGISTOS DE CANCRO E ROR-SUL

Portugal, nas últimas décadas, tem vindo a assinalar uma baixa taxa de natalidade associada a uma maior longevidade. A alteração de hábitos alimentares e a disponibilização de meios avançados de diagnóstico têm permitido a deteção precoce de muitas neoplasias. Dentre as doenças ditas *civilizacionais*, o cancro assume destaque por liderar o consumo de recursos e exigir uma estratégia que permita a sua prevenção e controlo (Amado e Ferreira, 2000). A mensuração do "peso" do cancro implica informação atualizada, permanente e comparável de novos casos. Um registo de cancro constitui uma plataforma estruturada que contabiliza e monitoriza o cancro. Os Registos de Cancro podem ser classificados como sendo de Base Hospitalar (RCBH) ou de Base Populacional (RCBP). Um RCBH consiste na informação de doentes atendidos numa unidade hospitalar, com diagnóstico confirmado de cancro. No RCBP é contemplada informação de pessoas com diagnóstico de cancro numa população específica, inserida numa área geográfica delimitada em horizonte temporal definido. Os RCBP contém variáveis demográficas e nalguns casos variáveis sócio-económicas. Essa informação conjugada com a presente em estatísticas oficiais permite aferir numa população o risco desta vir a sofrer de uma neoplasia.

A atividade de um registo consiste na recolha contínua e sistemática de informação referente à ocorrência de doença, ao seu tratamento, à análise e posterior comparabilidade com diferentes regiões geográficas. Inicialmente, os registos tinham como objetivo a determinação da incidência e prevalência do cancro e sua evolução ao longo do tempo. Todavia, nas duas últimas décadas, o seu campo de atuação tem vindo a ser ampliado por forma a: (i) determinar padrões de sobrevivência, (ii) incluir o planeamento, a avaliação de atividades de controlo do cancro e a prestação de informação sobre a terapia indicada a cada doente; (iii) uniformizar o método de recolha e de classificação da informação.

Pelo exposto, os registos desempenham uma atividade de importância ímpar na área da oncologia. O conhecimento de taxas e tendências de evolução em distintas neoplasias constitui um ponto de partida e suporte no processo de tomada de decisão em políticas de saúde. Segundo Teppo et al. (1985), "não é fácil construir um sistema de monitorização eficaz da patologia oncológica sem um registo de cancro". A sua qualidade e fiabilidade reside grande parte na exaustividade e exatidão da informação. Define-se exaustividade como a proporção de casos contemplados na base de dados de um registo que foram diagnosticados na população, enquanto que a

exatidão diz respeito à proporção de casos corretamente classificados (diagnosticados). Em Portugal, nos anos 60, surge em Lourenço Marques, Moçambique, o primeiro registo de cancro (Amado,1994). Atualmente, figuram três registos oncológicos nas regiões Norte, Centro e Sul. O presente estudo teve como base a informação do Registo Oncológico Regional Sul (ROR-Sul) caracterizado em seguida.

1.2.1 *Registo Oncológico Regional Sul*

O ROR-Sul abrange uma área territorial com aproximadamente 39500 Km², com uma população estimada de 4,5 milhões de habitantes (INE, 2001). No presente registo estão contempladas a região de Lisboa e Vale do Tejo (distritos de Lisboa, Santarém e Setúbal), Alentejo (distritos de Portalegre, Évora e Beja), Algarve (distrito de Faro) e a Região Autónoma da Madeira (RAM). Os cuidados de saúde prestados à população residente na região ROR-Sul são assegurados por 40 hospitais públicos, um hospital universitário, 147 centros de saúde, pelo Instituto Português de Oncologia de Lisboa Francisco Gentil (IPOLFG) e por hospitais/clínicas privados ou de gestão privada. A estrutura demográfica da população na área ROR-Sul caracteriza-se por níveis de mortalidade e natalidade muito baixos, onde a população jovem (com menos de 14 anos) e a população idosa (com mais de 64 anos) corresponde respetivamente a 15% e 17% da pirâmide etária da população. No que diz respeito à exposição da população ROR-Sul a fatores de risco, destacam-se os agentes químicos (álcool e tabaco) e os agentes infecciosos (já referidos). O estilo de vida atual, marcado por uma dieta desequilibrada e pelo sedentarismo, constitui um fator de risco adicional. No registo ROR-Sul, segundo Miranda et al. (2008) “considera-se um caso, qualquer tumor maligno primitivo diagnosticado, com ou sem confirmação por exames microscópicos, em indivíduos residentes nos distritos de Beja, Évora, Faro, Lisboa, Portalegre, Santarém, Setúbal e RAM. Se houver exame citológico ou histológico assume-se como data de diagnóstico a data de entrada do primeiro produto biológico no laboratório de citologia ou de anatomia patológica. Caso não haja diagnóstico microscópico, assume-se como data de diagnóstico a data da realização do primeiro exame para diagnóstico.”

Os tumores foram classificados e codificados segundo a sua topografia e morfologia em concordância com a *Classificação Internacional de Doenças para a Oncologia*, 3^a Edição (WHO,2000), codificação essa descrita em anexo. A qualidade de informação da base de dados regeu-se pelos critérios de exatidão e exaustividade.

MEDIDAS DE EFEITO DO CANCRO COLORECTAL E DO ESTÔMAGO NO SUL DE PORTUGAL

A base de dados proveniente do ROR-Sul diz respeito ao período 1998-2006 e contempla todos os casos diagnosticados com uma das seguintes neoplasias: estômago, cólon e recto, não tendo sido considerados os linfomas. É constituída por 32813 registos (estômago 9779, cólon 15617 e recto 7417). Com base neste registo e, em conformidade com a metodologia de Brillinger (1986), considerando a população residente a 30 de Junho de cada ano (fonte INE), foram determinadas as taxas de incidência.

2.1 CANCRO DO CÓLON

A neoplasia do cólon tem-se pautado por um comportamento crescente no que diz respeito às taxas de incidência.

Tumor	ano	casos	ASReu	ASRwho	Taxa bruta
Cólon	1998	1535	29.98	20.41	38.39
	1999	1536	29.46	20.11	38.26
	2000	1617	30.05	20.31	40.05
	2001	1677	30.89	20.93	41.23
	2002	1640	29.39	19.72	39.97
	2003	1704	30.32	20.42	41.17
	2004	1891	32.9	22.05	45.35
	2005	1987	33.88	22.66	47.36
	2006	2030	34.38	23.04	48.14

Tabela 1: Casos diagnosticados com cancro do cólon no período 1998-2006 e respetivas taxas de incidência. ASReu - taxa de incidência padronizada pelo método direto com base na população europeia; ASRwho - taxa de incidência padronizada pelo método direto com base na população mundial.

Como se pode verificar na Tabela 1, o ano 2006 teve um acréscimo de 595 casos face ao período inicial refletindo-se também nas taxas padronizadas. Na Figura 7 verifica-se que as taxas de incidência padronizadas pelo método direto, tendo como padrão a população mundial são inferiores às restantes. Este resultado é esperado uma vez que a população padrão mundial atribui maior peso às faixas etárias mais novas e, como sabemos o cancro do cólon apresenta o seu auge entre os 60-75 anos. Tais características fazem com que as taxas de incidência padronizadas pela população europeia sejam

superiores, dado que o peso da população nas faixas etárias mais velhas é maior. Uma vez que o cálculo da taxa bruta não tem em conta a estrutura etária, esta taxa será sempre superior às restantes.

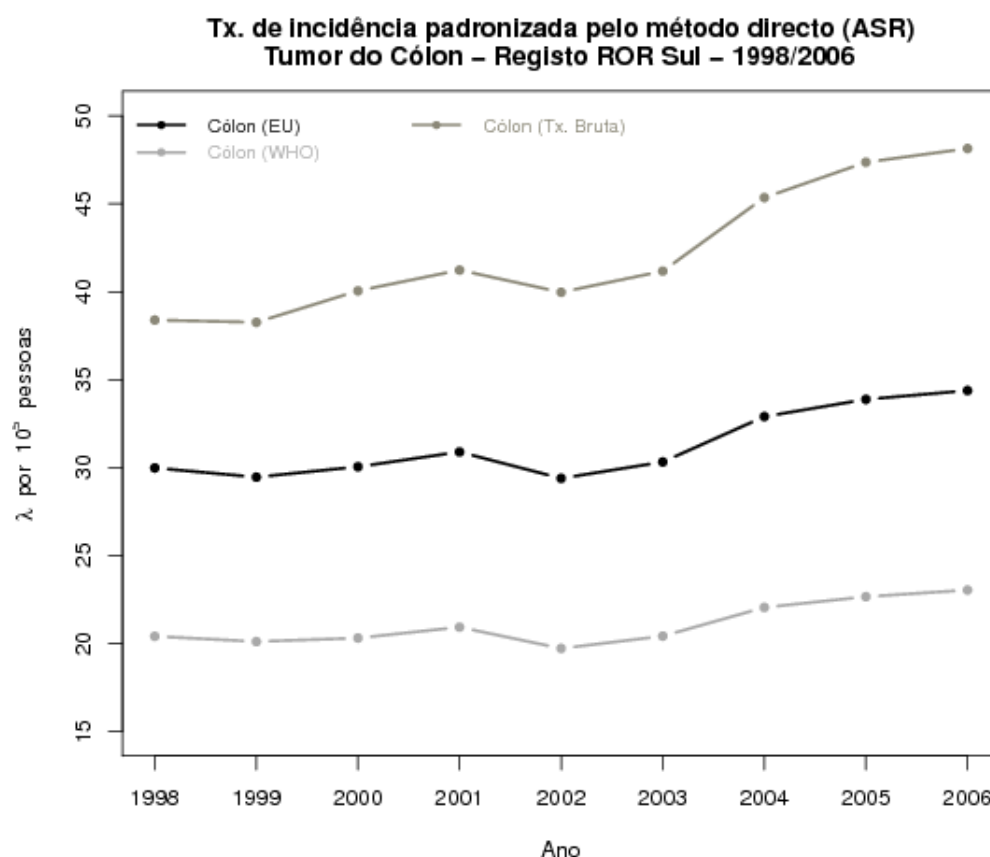


Figura 7: Taxas de incidência - cancro do cólon (1998-2006).

Em termos epidemiológicos, nomeadamente em doenças de cariz oncológico, o sexo é uma variável fulcral que deve, sempre que possível, ser levado em consideração. Em seguida será analisada a sua influência na incidência do cancro do cólon tendo como padrão a população europeia pelos motivos já expostos. A Figura 8 retrata um crescimento nas taxas de incidência em ambos os sexos, sendo que no sexo feminino a taxa é superior. Para quantificar esta tendência crescente da taxa de incidência padronizada, aproximadamente linear, foi ajustado um modelo de regressão linear simples tendo sido adotado como período de referência o ano de 1997 (ver apêndice A e página 296). Sem ter em linha de conta o sexo, conclui-se que há um aumento médio na taxa de incidência padronizada de 0.6 casos por 10^5 pyrs (valor $p < 0.004$), ou seja, aproximadamente 6 novos casos em cada 60 mil habitantes residentes na área do registo. Quando

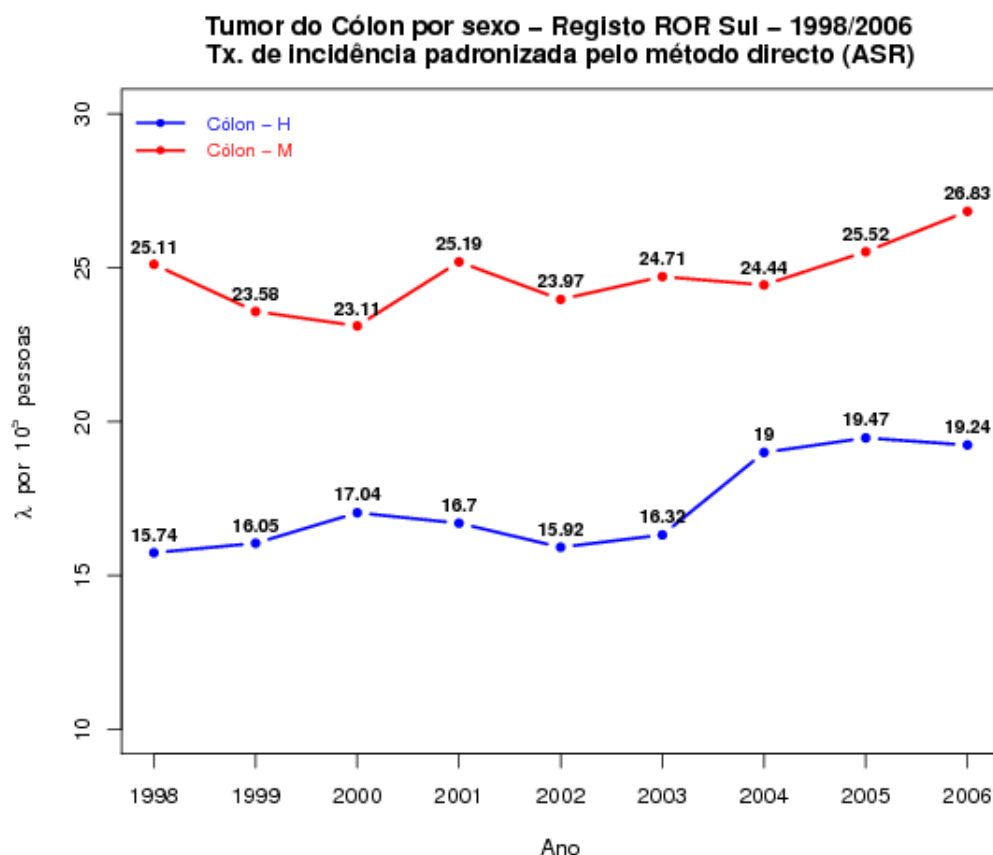


Figura 8: Taxas de incidência padronizada - cancro do cólon segundo o sexo.

efetuada a mesma análise, estratificada por sexo, este comportamento crescente não se revelou estatisticamente significativo em homens e mulheres (valor *p* igual a 0.82 e 0.80, respetivamente ¹).

No período em apreço o *odds ratio* variou entre 1.3 e 1.6. Este comportamento crescente está em consonância com o referido na literatura (Pazdur e Hoskins, 2003) e a diferença nas taxas, segundo o género, vem ao encontro de estudos publicados [DeCosse et al. (1993); Vobecky et al. (1984); McMichael e Potter (1983)] que apontam para distintas etiologias, merecendo destaque as seguintes:

1. efeitos hormonais na composição da bÍlis, o que gera promotores de ácidos biliares cancerígenos;
2. diferença nos tempos de trânsito intestinal que determinam diferentes tempos de contato entre substâncias cancerígenas com a parede do intestino;
3. utilização de hormonas exógenas.

¹ todos os cálculos poderão ser consultados nos anexos.

Saliente-se que o aumento do número de casos diagnosticados nos últimos anos deve-se também à utilização de meios de diagnóstico mais avançados e precisos, merecendo destaque a adoção de endoscópios flexíveis (Lopez-Abente et al.,1997).

2.2 CANCRO DO RECTO

A neoplasia do recto tem-se pautado por um comportamento estável sem grandes oscilações no que diz respeito às taxas de incidência como demonstram a Tabela 2 e a Figura 9. A justificação da disposição gráfica nas diferentes taxas (padronizadas e bruta) é análoga à da neoplasia anterior.

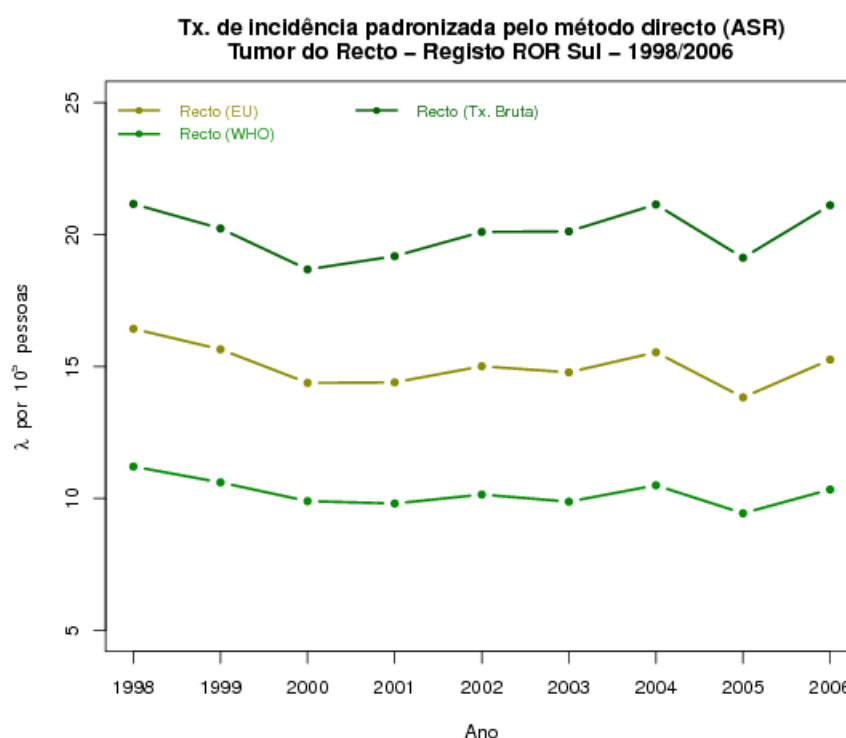


Figura 9: Taxas de incidência - cancro do recto (1998-2006).

Constata-se no presente registo que a incidência desta neoplasia é superior nos homens, o que vem ao encontro do referido na literatura (Pazdur e Hoskins,2003) e à semelhança do que acontece em outros RCBP, nomeadamente europeus. No período em apreço o *odds ratio* variou entre 2.1 e 2.5, ou seja, a incidência nos homens mais que duplica relativamente às mulheres. Embora a taxa de incidência seja superior nos homens, em ambos os sexos verifica-se uma tendência de estacionariedade nas taxas. Foi ajustado um modelo às taxas de

Tumor	ano	casos	ASReu	ASRwho	Taxa bruta
Recto	1998	846	16.43	11.21	21.16
	1999	812	15.65	10.61	20.23
	2000	754	14.38	9.9	18.68
	2001	780	14.4	9.81	19.18
	2002	825	15.01	10.15	20.1
	2003	833	14.78	9.88	20.12
	2004	875	15.54	10.5	21.14
	2005	802	13.83	9.44	19.12
	2006	890	15.26	10.34	21.11

Tabela 2: Casos diagnosticados com cancro do recto no período 1998-2006 e respetivas taxas de incidência. ASReu - taxa de incidência padronizada pelo método direto com base na população europeia; ASRwho - taxa de incidência padronizada pelo método direto com base na população mundial.

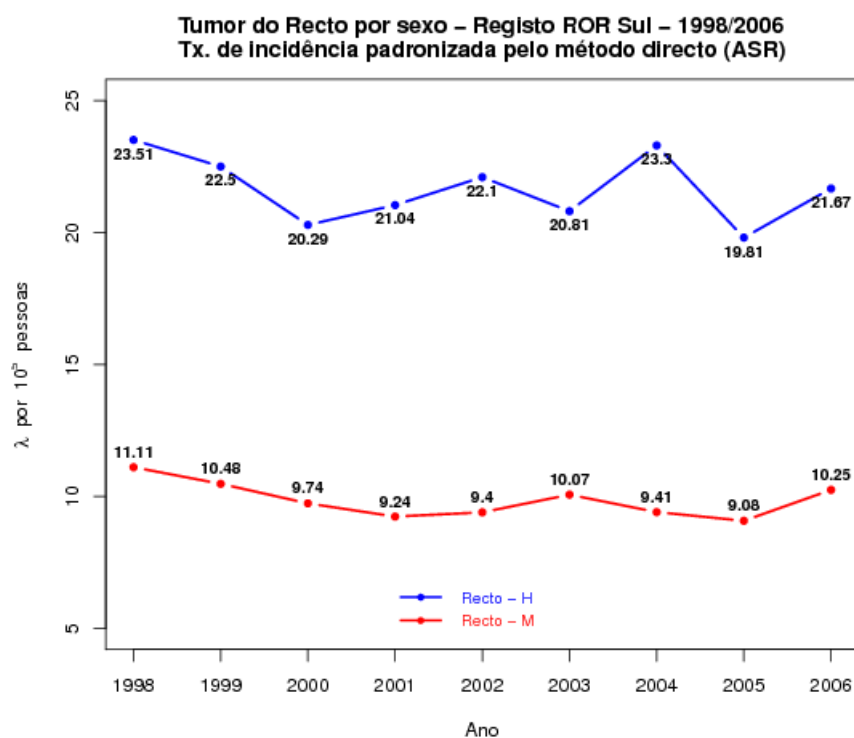


Figura 10: Taxas de incidência padronizada - cancro do recto por sexo.

incidência padronizadas que confirmou a estacionaridade referida (valor $p = 0.27$). Quando efetuada a mesma análise, estratificada por sexo, não se verificou qualquer tendência significativa nas taxas de incidência padronizada (valor $p = 0.88$ em ambos os sexos).

2.3 CANCRO DO ESTÔMAGO

A neoplasia do estômago tem-se pautado por um comportamento decrescente no que diz respeito às taxas de incidência corroborando a tendência mundial nas últimas décadas, não obstante ser o quarto cancro mais frequente a nível mundial (ver Tabela 3 e Figura 11).

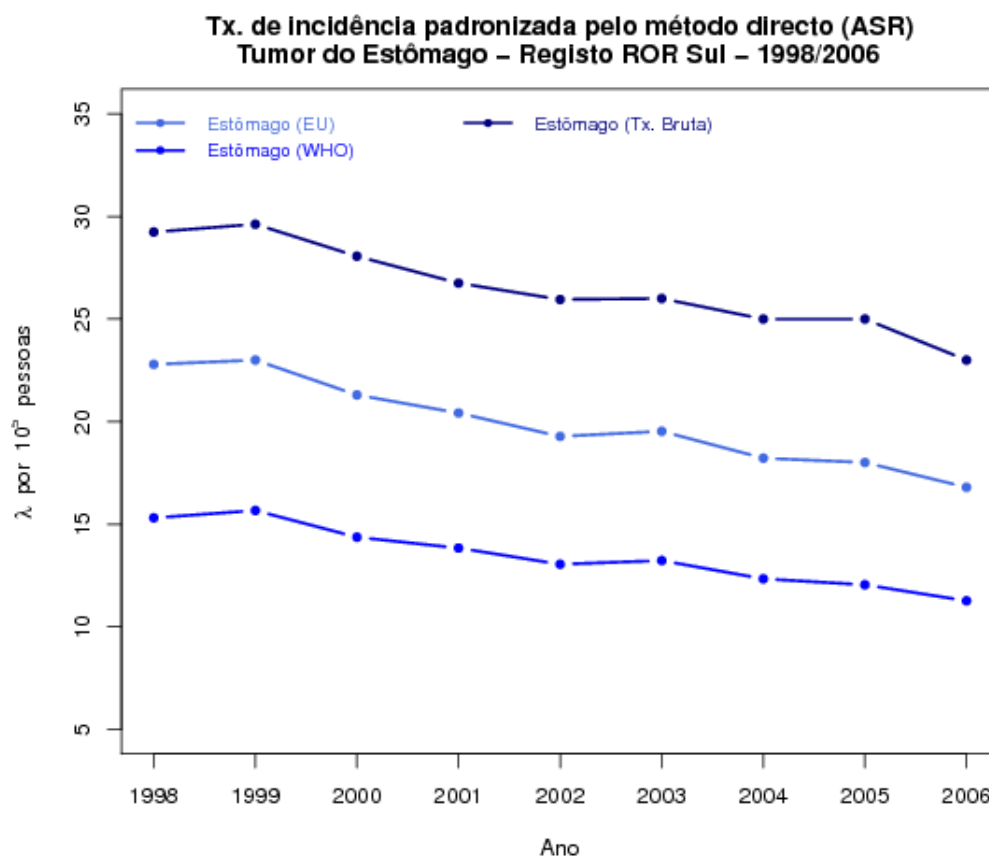


Figura 11: Taxas de incidência - cancro do estômago (1998-2006).

No que diz respeito ao género, verifica-se que a incidência deste cancro é superior nos homens, o que vem ao encontro do referido na literatura (Sheh et al.,2011). Para além dos fatores de risco já conhecidos existe uma justificação biológica. O estrogénio, a hormona feminina por excelência, possui um efeito protetor quando o doente é infetado pela bactéria *Helicobacter Pylori*, principal fator de risco desta neoplasia. Apesar das taxas terem vindo a sofrer um decréscimo em ambos os sexos, tal é mais pronunciado no sexo masculino (Figura 12). No período em apreço o *odds ratio* variou entre 2.03 a 2.50, ou seja, a incidência nos homens mais que duplica relativamente às mulheres, resultado esse em conformidade com a literatura (WHO,2011).

Tumor	ano	casos	ASReu	ASRwho	Taxa bruta
Estômago	1998	1169	22.79	15.31	29.24
	1999	1189	23	15.67	29.62
	2000	1133	21.3	14.37	28.06
	2001	1088	20.42	13.84	26.75
	2002	1065	19.28	13.05	25.95
	2003	1076	19.53	13.23	26
	2004	1034	18.22	12.34	25
	2005	1036	18.01	12.05	25
	2006	989	16.8	11.27	23

Tabela 3: Casos diagnosticados com cancro do estômago no período 1998-2006 e respetivas taxas de incidência. ASReu - taxa de incidência padronizada pelo método direto com base na população europeia; ASRwho - taxa de incidência padronizada pelo método direto com base na população mundial.

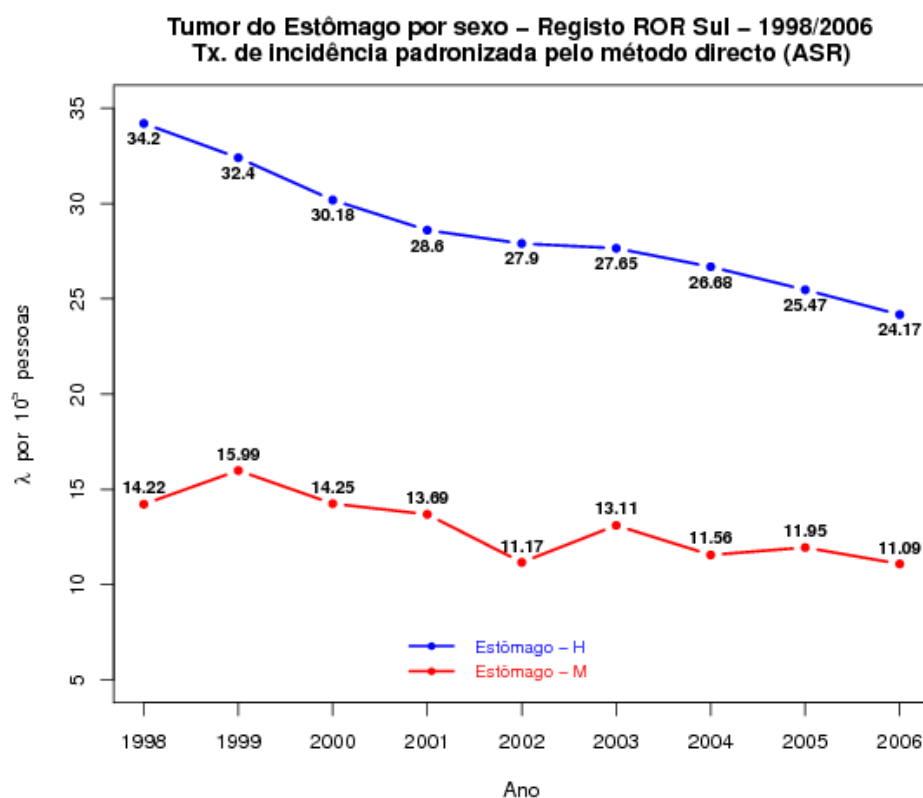


Figura 12: Taxas de incidência padronizada - cancro do estômago por sexo.

Após ajustado um modelo de regressão linear simples para as taxas de incidência padronizadas confirma-se o comportamento decrescente das mesmas (declive estimado $\hat{\beta} = -0.77$, valor $p < 0.001$). Quando a análise é estratificada por sexo, o comportamento

decrecente nas taxas de incidência revelou ser estatisticamente não significativo em ambos os sexos².

A Figura 13 retrata todas as neoplasias em simultâneo. Independentemente da padronização adotada, a incidência do cancro do cólon assume maior relevo.

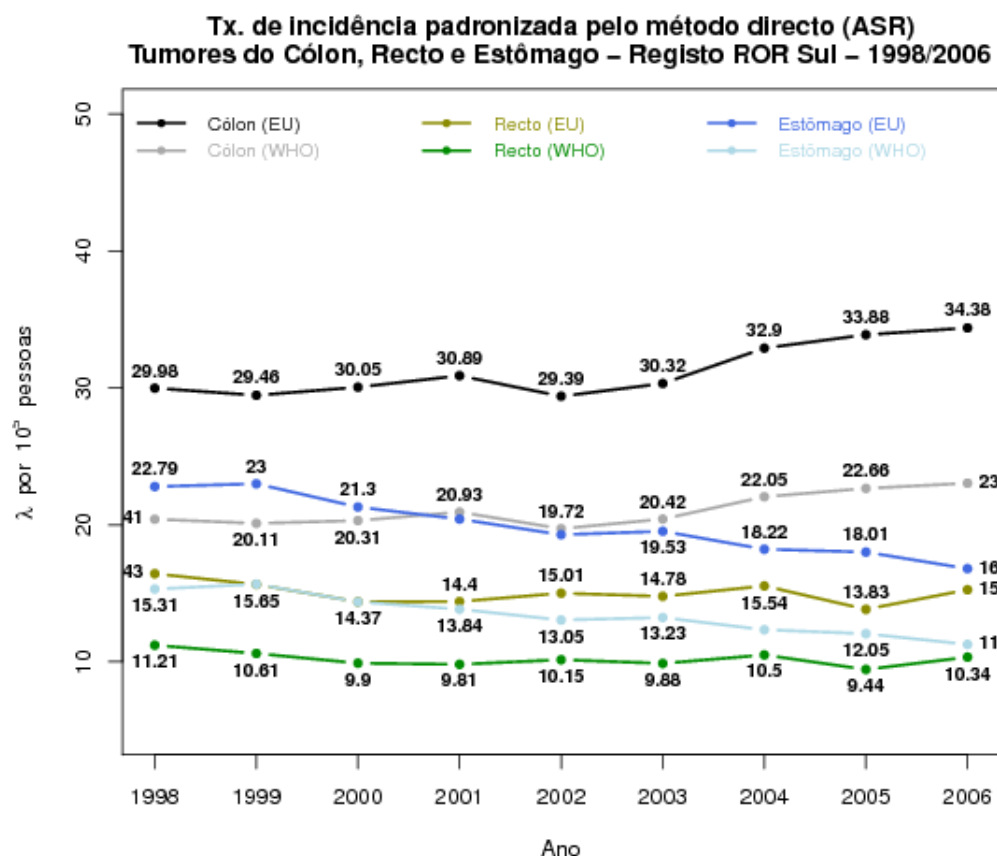


Figura 13: Taxas de incidência padronizada: cancros do cólon, recto e estômago.

² maiores detalhes nas páginas 303 e 304.

MODELOS IDADE-PERÍODO-COORTE

3.1 MOTIVAÇÃO

No capítulo anterior, o estudo da tendência temporal nas taxas de incidência no que diz respeito à sua magnitude e comportamento (aumento/decréscimo) pautou-se exclusivamente pela inclusão de uma variável temporal - o período - que corresponde ao ano em que foi diagnosticado o tumor. Todavia esta abordagem inicial apresenta algumas fragilidades adicionais que impedem uma análise mais aprofundada, a saber:

- I o modelo de Regressão Linear Simples (RLS), tendo como variável resposta a taxa de incidência padronizada e como covariável o período, poderá não ser o mais adequado dado que a relação entre estas variáveis pode ser não linear. O mesmo sucede quando é utilizada uma outra abordagem baseada num modelo Log-Linear para estimar o índice *Annual Percent Change* ¹;
- II a adoção de taxas padronizadas permite uma maior comparabilidade de resultados, no entanto "elimina informação" que poderá ser útil na compreensão de determinados efeitos como, por exemplo, o da idade (Holford,1991);
- III nas neoplasias em estudo verificaram-se mudanças súbitas nas taxas de incidência em determinados períodos, mudanças essas que não são captadas pelas abordagens anteriores.

Uma metodologia que contemple apenas uma única variável temporal é limitativa. No Cancro, para além do ano em que foi diagnosticado o tumor, a idade à data do diagnóstico e a coorte de nascimento, são variáveis temporais que indubitavelmente prestarão um contributo adicional na caracterização das taxas de incidência. A relevância assumida por estas variáveis temporais justifica a sua inclusão numa classe de modelos designada por modelos Idade-Período-Coorte ou *Age-Period-Cohort Models* (APC). Estes modelos permitem ultrapassar o problema da existência de relações não lineares e/ou mudanças súbitas na tendência linear na medida em que utilizam *splines* cúbicos² na modelação dos dados. A maior disponibilidade de dados nos RCBP, o desenvolvimento dos Modelos Lineares Generalizados (McCullagh e Nelder,1989) a

¹ consultar apêndice A

² consultar apêndice B

par de *software* específico e de livre utilização (R Core Team, 2013), certamente figuram como pontos impulsionadores do uso dos APC.

3.2 INTRODUÇÃO

O estudo pioneiro de Frost (1939), publicado a título póstumo, comparava a incidência da tuberculose por sexo e idade específica, tendo em conta não apenas o período mas também a coorte de nascimento. Decorrida uma década, Korteweg (1951) deu continuidade ao trabalho de Frost sobre o estudo epidemiológico do cancro do pulmão na Holanda. Ambos os estudos merecem destaque por neles figurarem três componentes temporais, a saber:

IDADE corresponde à escala temporal mais importante associada ao risco de cancro, uma vez que caracteriza a exposição cumulativa do nosso organismo a agentes cancerígenos ao longo da vida. Enquanto processo de envelhecimento conduz ao declínio das defesas imunológicas, à mutação celular desregulada e a alterações hormonais (Lilienfeld e Stolley, 1994). As referidas alterações consubstanciam um *cocktail* explosivo para o surgimento do cancro;

PERÍODO corresponde à data na qual é diagnosticado o tumor. O efeito do período é designado na literatura anglo-saxónica por *secular influence* [Clayton e Schifflers (1987a); Clayton e Schifflers (1987b)] e referido também como escala temporal residual. Este efeito normalmente está associado a mudanças na taxa de incidência/mortalidade independentemente da classe etária em estudo. O efeito do período pode ser devido por exemplo a resultados de políticas de saúde (*e.g.* vacinação, rastreio), alterações ambientais (*e.g.* bomba atómica em Hiroshima e Nagasaki), introdução de novos métodos de diagnóstico (*e.g.* endoscópios flexíveis), introdução de novos fármacos/tratamentos (*e.g.* quimioterapia) cujos reflexos se venham a revelar mais tarde. Outro motivo não menos frequente, nomeadamente no cancro, deve-se a artefactos como, por exemplo, mudanças na Classificação Internacional de Doenças - CID (Holford, 2006);

COORTE é um conjunto de pessoas que têm em comum um evento que ocorreu no mesmo momento. Neste estudo considera-se a coorte de nascimento (conjunto de indivíduos com igual ano de nascimento). O efeito de coorte é também designado por *generational influence* [Clayton e Schifflers (1987a); Clayton e Schifflers (1987b)] quando um (ou mais) fator(es) de risco é(são) compartilhado(s) por uma geração específica à medida que envelhecem juntos. Na bibliografia, a coorte é referida como a *segunda escala temporal*. Normalmente, este efeito está associado

a hábitos e exposições de longa duração (*e.g.* o consumo de tabaco) na medida em que diferentes gerações podem estar afetadas a distintos níveis de risco. Uma análise às taxas, tendo em conta a coorte de nascimento, poderá ajudar no conhecimento sobre a natureza e intensidade da relação doença/exposição que poderá variar ao longo de sucessivas gerações.

O sexo é uma variável que habitualmente é incluída na modelação estatística dado o seu relevo no campo da medicina, epidemiologia e biologia. O contraste social, cultural e de hábitos comportamentais entre homens e mulheres, traduzem o peso que o “estilo de vida” tem nesta doença, acrescido de questões biológicas/fisiológicas intrínsecas a cada um dos sexos. A diferença na taxa de incidência em muitas neoplasias é também devida a diferentes níveis de exposição a agentes cancerígenos. A título de exemplo, o mesotelioma é uma consequência da exposição ao amianto em muitas atividades de índole masculina; no cancro da mama é atribuído um risco acrescido às mulheres devido à maior massa da glândula mamária e nessa medida mais suscetível a transformações malignas; em países desenvolvidos, cancros como os da cabeça/pescoço, bexiga e esófago são mais comuns nos homens, reflexo de um consumo abusivo de álcool que atua de forma independente e multiplicativa com o tabaco. A adoção do diagrama de Lexis nos modelos APC³ (Carstensen, 2007) veio, então, permitir que à semelhança dos referidos estudos, o número de casos diagnosticados fosse classificado segundo três variáveis temporais, mas com maior minúcia e de forma unívoca. Ainda assim, todo o processo de tabulação implica perda de informação que resulta do agrupamento desta em classes, como sejam por exemplo: idades em classes quinquenais, períodos em classes bianuais e coortes em classes decenais. Uma análise gráfica prévia das taxas de incidência poder-nos-á dar pistas para o modelo APC a adotar.

3.3 REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DE TAXAS DE INCIDÊNCIA

Um elemento essencial de análise é a representação gráfica de taxas por período e coorte de nascimento. Embora a representação gráfica de taxas de incidência específica por idade seja usual, por vezes o seu contributo é diminuto uma vez que o papel da coorte e período não são inteligíveis quando no eixo das abscissas figura a idade. Foi adotada a logaritmização das taxas por forma a minimizar dificuldades na leitura gráfica pelo facto de existirem taxas com valores muito próximos. Existem quatro gráficos importantes que passaremos a ilustrar com a neoplasia do estômago.

³ implementada nalguns pacotes estatísticos [R Core Team (2013); Rutherford et al. (2010)].

Foram considerados casos diagnosticados no período 1998-2006 com cancro do estômago, registados pelo ROR-Sul, em grupos etários quinquenais, com idades compreendidas entre os 25 e os 84 anos:

[I] Taxas específicas segundo a idade por período (*cross-sectional age-specific rates*).

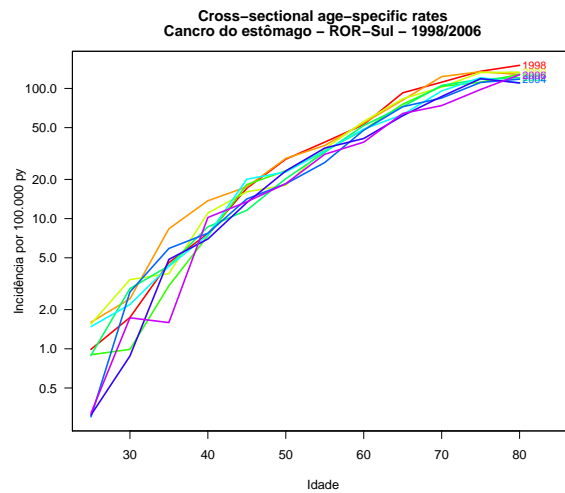


Figura 14: A idade figura no eixo das abscissas e cada linha dirá respeito a taxas pertencentes ao mesmo período de diagnóstico (*cross-sectional age-specific rates*).

[II] Taxas específicas segundo a idade por coorte (*longitudinal age-specific rates*).

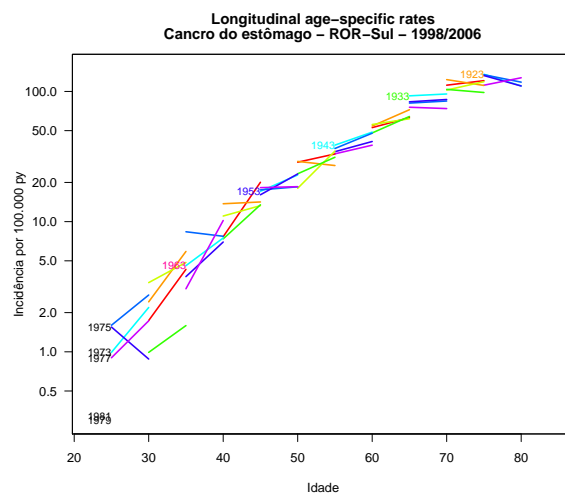


Figura 15: A idade figura no eixo das abscissas e cada linha dirá respeito a taxas pertencentes à mesma coorte de nascimento (*longitudinal age-specific rates*).

Caso as taxas específicas de incidência por classes etárias sejam proporcionais entre períodos, os gráficos I (Fig.14) e III (Fig.16)

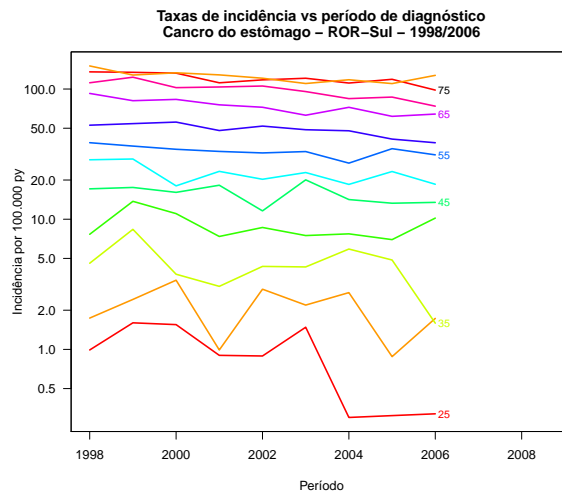
[III] **Taxas de incidência vs período.**

Figura 16: O período figura no eixo das abscissas e cada linha dirá respeito a taxas pertencentes ao mesmo grupo etário.

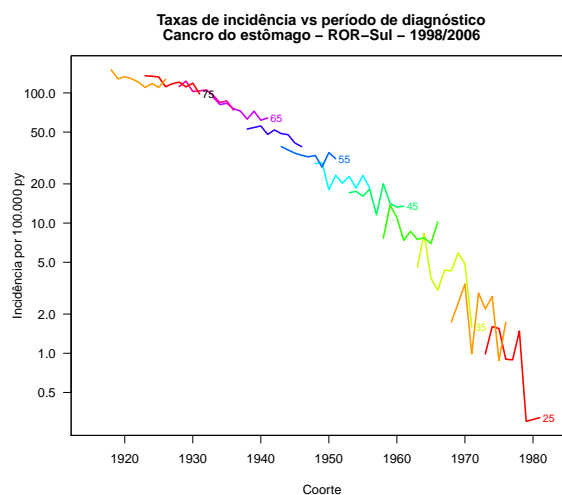
[IV] **Taxas de incidência vs coorte.**

Figura 17: A coorte de nascimento figura no eixo das abscissas e cada linha dirá respeito a taxas pertencentes ao mesmo grupo etário.

apresentarão curvas paralelas, indiciando que o modelo AP seja o mais adequado. Por outro lado, caso as taxas específicas de incidência sejam proporcionais entre coortes, os gráficos II (Fig.15) e IV (Fig.17) terão curvas paralelas, sendo o modelo AC o "candidato" mais forte. Todavia, a análise gráfica *per si* não é suficiente, uma vez que poderá haver alguma subjectividade no tocante ao paralelismo. De facto, a identificação de uma mudança na tendência devido a efeitos de período ou de coorte apenas com base na visualização gráfica das taxas de incidência não é satisfatória, dado que a interpretação dos gráficos pode conduzir a opiniões subjetivas que visam justificar qual a componente que melhor descreve a taxa de incidência. A utilização

dos modelos APC visa contribuir para uma melhor compreensão da evolução das taxas que traduzem o risco de cancro através da adoção de critérios mais objetivos. Estes modelos constituem, pois, uma ferramenta exploratória para analisar os efeitos de período e de coorte, ajustados à idade, permitindo avaliar a importância de cada uma das componentes temporais, dando significado à representação gráfica inicialmente feita às taxas.

3.4 ABORDAGEM CLÁSSICA DOS APC

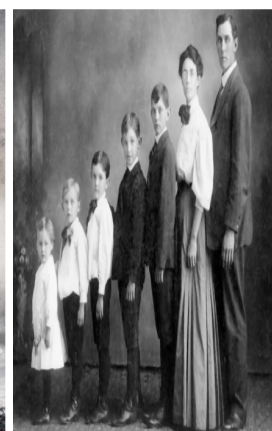
Descrição dos Efeitos⁴



α_a efeito do grupo etário a
reflete diferentes riscos
associados a distintos
grupos etários



β_p efeito do período p
reflete a mudança na taxa
associada a todos os grupos
etários em simultâneo



γ_c efeito do coorte c
reflete hábitos a longo
prazo

Na abordagem clássica [Clayton e Schifflers (1987a); Clayton e Schifflers (1987b); Holford (1983)] o modelo APC é constituído pelo efeito aditivo de três componentes temporais na taxa de incidência, definido pela relação:

$$\ln [E(\lambda_{a,p})] = \ln \left(\frac{\theta_{ap}}{N_{ap}} \right) = \alpha_a + \beta_p + \gamma_c, \quad (1)$$

onde:

- $\lambda_{a,p} = \frac{Y_{ap}}{N_{ap}}$ é a taxa de incidência no grupo etário a e período p ;
- Y_{ap} é o número de casos diagnosticados com cancro no grupo etário a ($a=1,\dots,A$) e no período p ($p=1,\dots,P$). Assume-se que segue uma distribuição de Poisson com valor esperado θ_{ap} ;
- N_{ap} é o número de pessoas-ano em risco (*pyrs*) no grupo etário a e no período p determinados com base no diagrama de Lexis;
- α_a é o efeito fixo do grupo etário a ;

⁴ imagens retiradas de: <http://celsoannes.com.br>; <http://filipspagnoli.files.wordpress.com>; <http://guidebookfordysfunctional.blogspot.pt>, respetivamente.

- β_p é o efeito fixo do período p ;
- γ_c é o efeito fixo da coorte c ($c = 1, 2, \dots, C$).

Na abordagem clássica os efeitos da idade, do período e da coorte serão modelados como fatores. Cada fator será constituído por níveis, e a cada nível será atribuído um parâmetro. O número de níveis do fator idade/período/coorte será igual ao número de linhas/colunas/diagonais presentes na tabulação. A utilização do diagrama de Lexis permite também a determinação do número de coortes distintos⁵ (Arbyn et al., 2002). De facto, considerando que os grupos etários têm uma amplitude R vezes superior à dos períodos, o número de coortes distintos é dado $C = R \times (A + P - 1)$, onde A e P representam o número de níveis do fator idade e período, respetivamente. Uma coorte particular c poderá ser determinada em função de uma idade a e de um período p por $c = R \times (A - a) + p$ (Heuer, 1997).

A modelação pelos modelos APC pressupõe taxas de incidência constantes em cada quadrícula do referido diagrama (Drieskens et al., 1997). No modelo APC, o número de casos é ajustado por um modelo de regressão de Poisson, sendo a estimação dos parâmetros feita através da maximização da função de verosimilhança. O logaritmo de N_{ap} é considerado o *offset* do modelo e o desvio (*deviance*) a medida utilizada para aferir a qualidade do ajustamento. Antes de ser conduzida uma análise que contemple as três componentes temporais, há que verificar se a informação obtida a partir da representação gráfica das taxas segundo a idade e período (AP) ou idade e coorte (AC) serão suficientes para a modelação. Numa primeira etapa, poder-se-á comparar o modelo a dois fatores (duas variáveis temporais) com o modelo a três fatores (três variáveis temporais) através de um teste de razão de verosimilhanças. Caso se conclua que o modelo a dois fatores não é significativamente diferente do modelo a três fatores, então adota-se o primeiro. O critério que reúne maior consenso conclui que o melhor ajustamento ocorre quando o número de graus de liberdade do modelo (correspondente ao valor esperado da distribuição χ^2) é próximo do seu desvio residual (*residual deviance*) [Clayton e Schifflers, 1987a]. Outro critério na seleção de modelos passa pelo cálculo do Critério de Informação de Akaike⁶ (*Akaike Information Criterion-AIC*), Burnham e Anderson (2002). O modelo com menor AIC é aquele que melhor se ajusta aos dados.

⁵ número de diagonais no diagrama de Lexis segundo a tabulação (A,P)

⁶ é determinado por $-2 \cdot \text{deviance} + 2p$, onde p representa o número de parâmetros do modelo em causa.

3.5 PROBLEMA DA NÃO IDENTIFICABILIDADE

As variáveis temporais contempladas nos modelos APC são expressas pela relação linear $\alpha = p - c$, relação essa que levanta a questão da não identificabilidade conduzindo a que os parâmetros estimados não sejam únicos. Na realidade, teremos duas dimensões que poderão ser utilizadas para descrever as tendências nas taxas de incidência. Para ultrapassar este obstáculo [Holford \(1983\)](#) e [Carstensen e Keiding \(2005\)](#) propõem várias parametrizações embora este tema complexo permaneça não consensual, facto esse traduzido pela existência de metodologias estatísticas distintas, cuja implementação prática, na maior parte dos casos, não resulta em modelos com melhor ajustamento e interpretabilidade. Como nota final, esta sim consensual, é a de que o problema da identificabilidade não se coloca quando é adotado um modelo com apenas duas componentes temporais. Esta limitação intrínseca à própria estrutura dos modelos em nada minimiza as suas “virtudes” visto que o contributo por eles prestado supera largamente as suas limitações. Para mais detalhes consultar [Clayton e Schifflers \(1987a\)](#) e [Clayton e Schifflers \(1987b\)](#).

3.6 MODELO IDADE-PERÍODO: AP

Uma das análises gráficas mais apropriadas, como vimos na secção [3.3](#) (Fig.16), passa pela representação em cada período das taxas específicas de incidência por grupo etário. Caso a representação dê origem a um conjunto de curvas aproximadamente paralelas tal paralelismo é interpretado como um aumento/diminuição com a mesma magnitude em cada grupo etário, traduzindo-se num efeito designado por efeito do período. Neste caso será o modelo AP o mais adequado. Em termos de modelação estatística o modelo AP traduz-se na relação:

$$\ln [E(\lambda_{a,p})] = \alpha_a + \beta_p, \quad (2)$$

onde:

- $\ln [E(\lambda_{a,p})]$ representa o logaritmo neperiano do valor esperado da taxa de incidência específica no grupo etário a e no período p ;
- α_a é o coeficiente associado ao efeito do grupo etário a ;
- β_p é o coeficiente associado ao efeito do período p .

No modelo dado pela expressão (2) os efeitos da idade e do período são aditivos. Os parâmetros do modelo serão estimados pelo método da máxima verosimilhança e as respetivas discrepâncias determinadas pelo desvio (*deviance*). A exponencial dos coeficientes

β_p poderá ser interpretada como uma razão padronizada de incidência enquanto a exponencial dos coeficientes α_a terá uma analogia com as taxas específicas de incidência presentes no método de padronização indireta. Tomando o modelo aditivo (2) e os períodos p_1 e p_2 , referentes a todos os grupos etários, a diferença entre as taxas de incidência logaritmizadas nos dois períodos será portanto:

$$\ln[E(\lambda_{a,p_1})] - \ln[E(\lambda_{a,p_2})] = \alpha_a + \beta_{p_1} - (\alpha_a + \beta_{p_2}) = \beta_{p_1} - \beta_{p_2} \quad (3)$$

A diferença $\beta_{p_1} - \beta_{p_2}$ é interpretada como o logaritmo do risco relativo do período p_1 relativamente ao período p_2 . De forma análoga a diferença $\alpha_{a_1} - \alpha_{a_2}$ é interpretada como o logaritmo do risco relativo do grupo etário a_1 relativamente ao grupo etário a_2 . Um modelo AP será adequado caso as diferenças $\beta_{p_1} - \beta_{p_2}$ para quaisquer dois períodos p_1 e p_2 se mantiverem constantes em todos os grupos etários. Para testar a adequabilidade do modelo foi utilizado o valor do desvio.

3.7 MODELO IDADE-COORTE: AC

Como tivemos oportunidade de ver na secção 3.3, uma das representações gráficas adequadas contempla no eixo das abscissas a idade e no eixo das ordenadas o logaritmo da taxa de incidência específica em cada coorte. A informação que irá ser utilizada no modelo AC terá origem no diagrama de Lexis com a tabulação (Age, Cohort). Caso a representação gráfica das taxas dê origem a sucessivas curvas paralelas, estaremos, então, perante o designado efeito de coorte. Em termos de modelação estatística o modelo AC é definido por:

$$\ln[E(\lambda_{a,c})] = \alpha_a + \gamma_c, \quad (4)$$

onde:

- $\ln[E(\lambda_{a,c})]$ representa o logaritmo neperiano do valor esperado da taxa de incidência específica no grupo etário a e na coorte c ;
- α_a é o coeficiente associado ao efeito do grupo etário a ;
- γ_c é o coeficiente associado ao efeito da coorte c . Os parâmetros γ_c irão descrever mudanças nas taxas de incidência entre coortes distintas, portanto estão a ser comparados diferentes grupos de pessoas.

Os parâmetros do modelo serão estimados pelo método da máxima verosimilhança e as respetivas discrepâncias determinadas pelo

desvio. A escolha da coorte de referência merece atenção. De facto na análise longitudinal, sabemos que as coortes extremas são caracterizadas apenas por uma quadrícula do diagrama de Lexis e, portanto, com menor representatividade do número total de casos diagnosticados. Tal sucede uma vez que em coortes jovens a idade mínima para o surgimento do cancro não é ainda atingida, ao passo que em coortes muito idosas o número de casos diagnosticados é mais reduzido fruto da mortalidade associada a outras causas (e.g. morbilidades, acidentes). Surge então a necessidade de adotar como coorte de referência, uma coorte mediana ou ainda aquela com maior número de indivíduos diagnosticados [Clayton e Schiffers (1987a)]. No modelo aditivo (4), a diferença entre taxas de incidência logaritmizadas de duas coortes c_1 e c_2 , será dada por:

$$\ln[E(\lambda_{a,c_1})] - \ln[E(\lambda_{a,c_2})] = \alpha_a + \gamma_{c_1} - (\alpha_a + \gamma_{c_2}) = \gamma_{c_1} - \gamma_{c_2} \quad (5)$$

A exponencial das diferenças sucessivas de primeira ordem das taxas de incidência logaritmizadas é interpretada como o risco relativo entre coortes adjacentes. O modelo AC é menos parcimonioso que o modelo AP facto esse justificado pelo maior número de diagonais (coortes) face a colunas (períodos) no diagrama de Lexis. Este aspeto deverá ser tido em conta aquando da comparabilidade da adequabilidade dos dois modelos e, por isso, um dos critérios de seleção de modelos utilizado foi o Critério de Informação de Akaike (AIC). Para testar a adequabilidade do modelo foi utilizado o valor do desvio.

3.8 MODELO IDADE-*drift*: AD

Por vezes não é possível atribuir um efeito único associado exclusivamente ao período ou à coorte de nascimento. Clayton e Schiffers (1987a) introduziram o efeito *drift* (δ) quando os modelos AP e AC têm igual adequabilidade. Tal efeito é também designado por *linear secular trend*. O modelo Idade-*drift* é um modelo log-linear, onde o logaritmo das taxas de incidência poderá ser expresso em função do período ou da coorte dado, respetivamente, por:

$$\ln[E(\lambda_{a,p})] = \alpha_a + \delta_p (p - p_0), \quad (6)$$

$$\ln[E(\lambda_{a,c})] = \alpha_a + \delta_c (c - c_0). \quad (7)$$

No modelo Idade-*drift* (6) os coeficientes terão a seguinte interpretação:

- α_a é a taxa de incidência específica no grupo etário a no período de referência p_0 ;
- δ_p é a mudança no logaritmo das taxas entre dois períodos consecutivos;

- p é um dado período enquanto que p_0 é o período de referência;
- c é uma dada coorte enquanto que c_0 é a coorte de referência.

A interpretação para os coeficientes δ_c do modelo (7) é análoga considerando coortes ao invés de períodos. Através da relação $p = a + c$ poderemos reescrever o modelo AP (6) como um modelo AC (7):

$$\begin{aligned}
 \ln[E(\lambda_{a,p})] &= \alpha_a + \delta(p - p_0) = \\
 &= \alpha_a + \delta(a + c - (a_0 + c_0)) = \underbrace{\alpha_a + \delta(a - a_0)}_{\tilde{\alpha}_a} + \delta(c - c_0) = \\
 &= \tilde{\alpha}_a + \delta(c - c_0) \\
 &= \ln[E(\lambda_{a,c})]
 \end{aligned}$$

3.9 ABORDAGEM DE CARSTENSEN

Uma abordagem alternativa foi proposta por [Carstensen \(2007\)](#), cuja inovação reside na utilização de funções suavizadoras (apêndice B), nomeadamente *splines*, na modelação dos efeitos temporais. O modelo é definido da seguinte forma:

$$\ln[E(\lambda_{a,p})] = \ln\left(\frac{\theta_{ap}}{N_{ap}}\right) = f(a) + g(p) + h(c) \quad (8)$$

onde f , g e h são funções suavizadoras (*splines* cúbicos naturais). Este modelo permite que os efeitos de cada uma das três componentes temporais seja não-linear.

3.10 SELECÇÃO DE MODELOS

3.10.1 Abordagem clássica

Nos modelos anteriores ficou clara e premente a necessidade em aferir a significância estatística de cada uma das componentes temporais por forma a optar-se por um modelo que confira o melhor ajuste às taxas de incidência em análise. No organigrama da figura 18 estão presentes cinco modelos temporais identificados por retângulos que contêm a fórmula para a determinação do número de graus de liberdade (gl). As setas que ligam os vários modelos indicam a redução do número de gl na passagem de um para outro modelo, valor esse que irá permitir aferir se um dado efeito temporal é ou não significativo.

Dada a combinação linear entre as variáveis temporais, a determinação do número de gl será expresso unicamente em função da idade e do período. Seguidamente será apresentada a determinação do número de gl associado a cada modelo. O primeiro modelo, apenas constituído pelo *offset* (logaritmo de N_{ap})

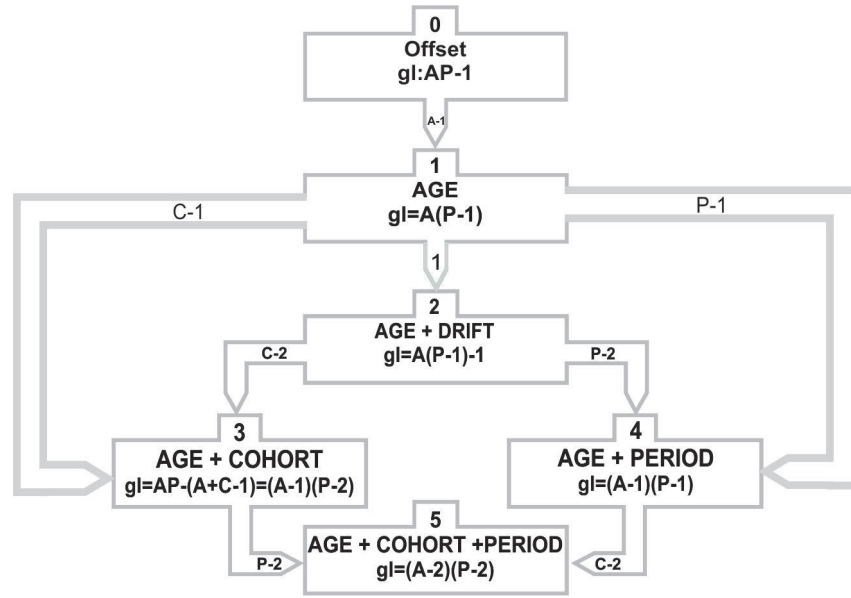


Figura 18: Abordagem clássica - organograma que contempla todos os modelos possíveis e número de gl associados.

será útil para calcular o desvio associado a um modelo que não contempla qualquer variável. Este modelo, designado por modelo nulo, tem $AP - 1$ gl⁷. A passagem para o modelo seguinte terá como consequência uma redução de $A - 1$ gl. O modelo 1 (AGE) é constituído por $A(P - 1)$ parâmetros. A transição deste modelo para o modelo 4 (AP) implica uma redução de $(P - 1)$ gl. Logo o modelo AP terá $A(P - 1) - (P - 1) = (P - 1)(A - 1)$ gl. Se ao modelo 1 for adicionado o efeito de coorte, haverá uma redução de $(C - 1)$ gl. Assim, o modelo 3 terá $A(P - 1) - (C - 1)$ gl. Como o número de coortes distintas é dado pela relação $C = A + P - 1$, teremos:

$$\begin{aligned}
 A(P - 1) - (C - 1) &= AP - A - C + 1 = \\
 &= AP - A - (A + P - 1) + 1 = AP - 2A - P + 2 = \\
 &= AP - P - 2A + 2 = P(A - 1) - 2(A - 1) = \\
 &= (A - 1)(P - 2) = \text{número de gl do modelo 3}
 \end{aligned}$$

A comparação entre o modelo 3 e o modelo 2 permitirá testar o efeito de coorte nas taxas de incidência, ao passo que a comparação entre o modelo 4 e o modelo 2 permitirá testar o efeito do período nas referidas taxas. O acréscimo de uma variável temporal para além da variável idade, deverá respeitar a redução significativa do desvio face ao número de graus de liberdade associado à nova variável. [Drieskens et al. \(1997\)](#) defende como significativa uma redução de três unidades no desvio por cada grau de liberdade associado à variável testada. Apesar de não haver um critério definitivo quanto à decisão da

⁷ a perda de um gl deve-se ao *offset*.

adequabilidade do ajustamento do modelo, a bibliografia sugere que o valor do desvio residual deva ser o mais próximo possível do número de graus de liberdade associado ao modelo.

3.10.2 Abordagem por funções suavizadoras

À semelhança da abordagem clássica, o autor elaborou um organigrama de decisão. O número de gl presente em cada modelo está diretamente relacionado com o número de nós fixados K_a , K_p , K_c para cada função suavizadora.

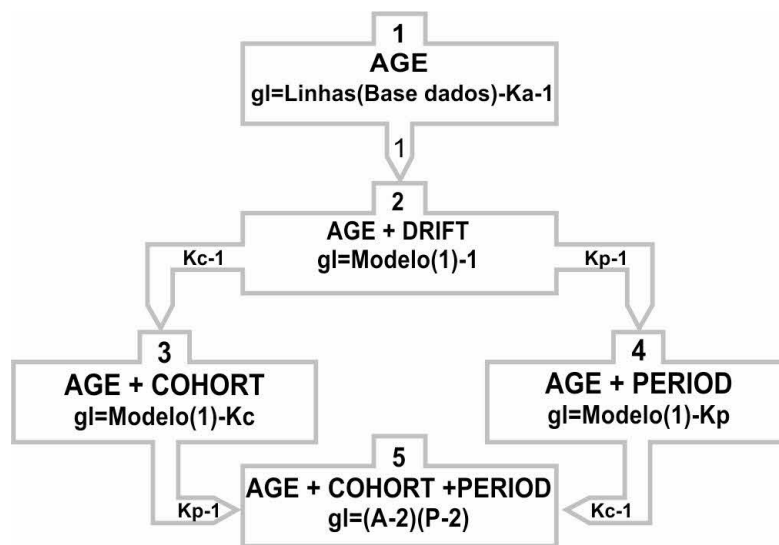


Figura 19: Número de graus de liberdade associado a cada modelo. As setas que ligam os vários modelos indicam a redução do número de gl na passagem de um para outro modelo.

A utilização de funções suavizadoras terá influência no número de gl na medida em que o número de níveis de cada fator será substituído pelo número de nós fixado. Na estimação do modelo é utilizado o método da máxima verosimilhança.

3.11 ABORDAGEM BAYESIANA DOS MODELOS *apc*

No presente estudo, os modelos APC contemplaram a abordagem clássica e por funções suavizadoras. Muito recentemente tem vindo a ser utilizada uma abordagem bayesiana nos APC's, que para além das variáveis habituais incorpora a componente espacial. Exemplo dessa metodologia poderá ser consultada em [Chen et al. \(2011\)](#), [Riebler et al. \(2012\)](#) e [Papoila et al. \(2014\)](#).

3.12 RESULTADOS DA MODELAÇÃO DA INCIDÊNCIA

A presente secção tem como objetivo modelar a incidência das neoplasias do estômago, cólon e recto, no período 1998 – 2006, por modelos *APC* segundo as abordagens clássica e por funções suavizadoras [abordagem proposta por [Carstensen \(2007\)](#)].

3.12.1 *Cancro do cólon*

Foram considerados casos diagnosticados com cancro do cólon na faixa etária dos [25,84] anos. O limite inferior prende-se com a idade mínima na qual é visível alguma casuística, ao passo que não são consideradas idades superiores ou iguais a 85 anos de idade, dado que não está disponível informação em classes anuais ou quinquenais referente à população residente na área do registo ROR-Sul, facto esse que impede a determinação do número de pessoas-ano em risco, como já referido. Inicialmente será feita uma análise gráfica exploratória. Globalmente a ausência de paralelismo das curvas presentes em cada par de gráficos da Figura 20, afasta o indício da existência de um modelo cujo efeito temporal nas taxas de incidência seja único (modelo AP ou AC). No entanto, uma análise mais atenta aos últimos dois gráficos (que se encontram na parte inferior da figura), revela que após os 40 anos, existe um paralelismo nas curvas, facto esse que deixa em aberto a possibilidade da taxa de incidência nesta neoplasia poder vir a ser modelada por um modelo *APC*. Na abordagem clássica, as variáveis idade, período e coorte serão tratadas como fatores. Cada fator terá respetivamente os seguintes níveis: 12 classes etárias ([25,30[, ..., [80,85[), 9 períodos (1998, ..., 2006) e 64 coortes (1918, ..., 1981). O organigrama presente na Figura 21 sintetiza a informação relativa ao ajustamento de cada modelo. As caixas assinaladas a vermelho indicam que o modelo em questão não apresenta um ajustamento adequado às taxas de incidência. Para um nível de significância $\alpha = 0.05$, verificamos que os modelos AC e *APC* apresentam um ajustamento adequado (Tabela 4). O efeito da coorte assume maior relevo face ao efeito do período e o modelo *APC* é o que conduz ao melhor ajustamento dos dados.

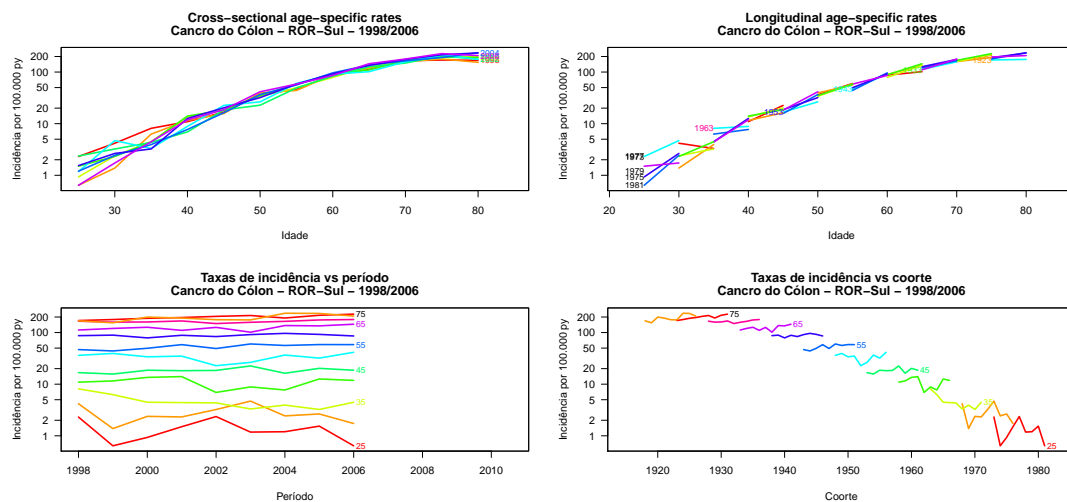


Figura 20: Análise gráfica exploratória das taxas de incidência do cancro do cólon.

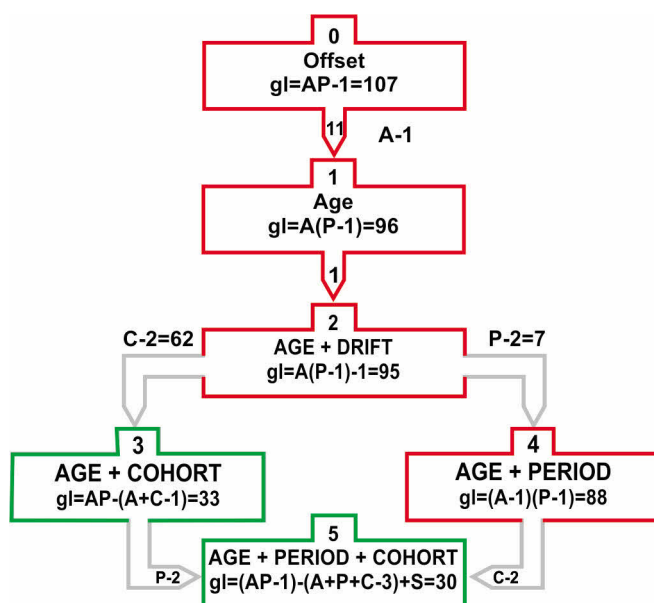


Figura 21: Modelos testados no ajustamento das taxas de incidência do cancro do cólon. A tabela 4 contém informação detalhada relativa ao ajustamento de cada um dos modelos bem como o teste ao(s) efeito(s) temporal(is).

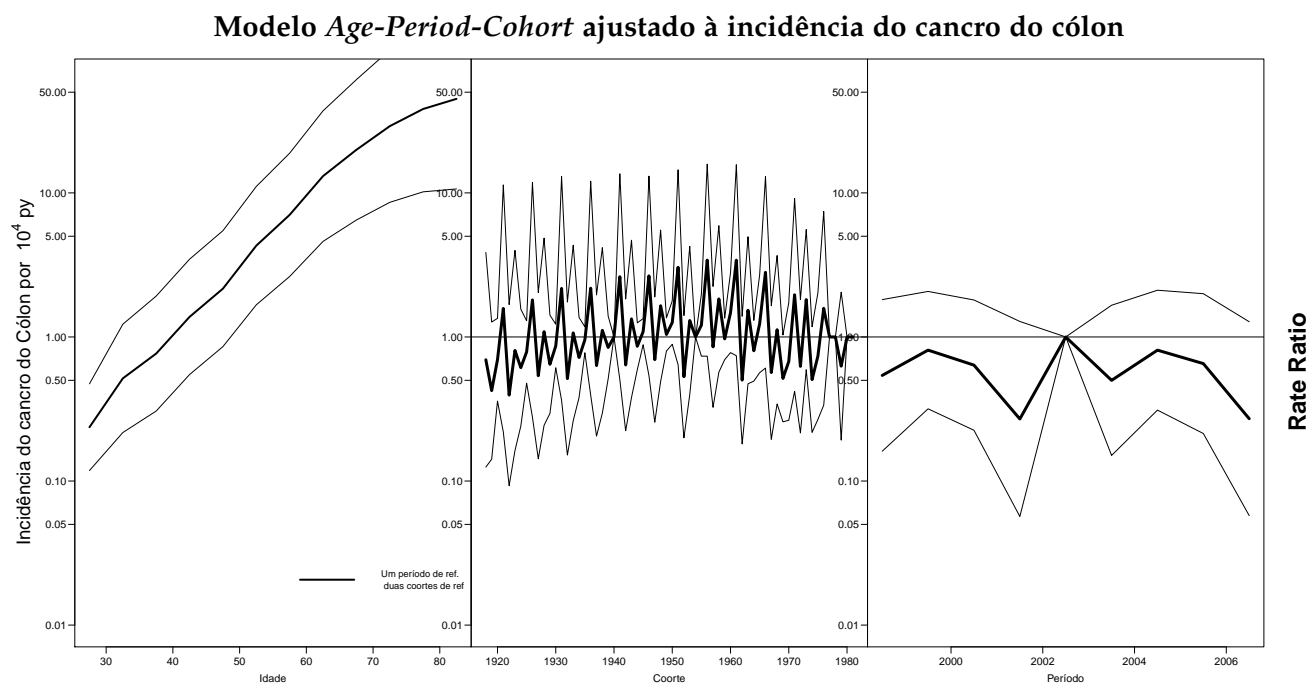


Figura 22: Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do cólon por um modelo APC, abordagem clássica. No gráfico à direita, foi considerado como referência o ano de 2002 (mediana dos períodos).

Câncer do cólon

Modelo	desvio residual(dr)	gl	AIC	Δ gl	Δ dr	Teste ao efeito temporal $P\left(\chi^2_{\Delta gl} > \Delta dr \right)$	Teste ao modelo $P\left(\chi^2_{gl} > dr \right)$
offset(0)	18908†	107	19563				< 0,001
A(1)	180	96	857,2	11	18728	< 0,001(0)*	< 0,001
AD(2)	144,5	95	823,7	1	35,5	< 0,001(a)*	< 0,001
AP(4)	132,8	88	826	7	11,7	0,111(b)	< 0,001
APC(5)	42,43	30	42,4	58	90,4	0,004(c)*	0,066
AC(3)	46,83	33	46,8	-3	-4,4	0,221(d)	0,056
AD(2)	144,5	95	823,7	-62	-97,7	0,003(e)*	< 0,001

Tabela 4: † desvio do modelo nulo; (o) teste ao efeito da idade; (a) teste ao efeito do *drift*; (b) teste ao efeito do período; (c) teste ao efeito de coorte na presença do efeito do período; (d) teste ao efeito do período na presença do efeito de coorte; (e) teste ao efeito de coorte. Valores assinalados a * indicam que o efeito temporal é significativo. Na primeira coluna encontram-se os modelos testados figurando, entre parêntesis e na cor azul, a numeração presente no organigrama da Figura 18; nível de significância $\alpha = 0.05$.

A informação presente na tabela 4 é a disponibilizada pelo *software* R [Carstensen et al.(2014)]. A sua leitura contempla o estudo dos modelos segundo a abordagem clássica proposta por Clayton & Schifflers (1987a,1987b) presente no organigrama da Figura 18. Embora a ordem pela qual estão dispostos os modelos no *output* do *software* R não ser igual (mas semelhante) ao organigrama proposto, a leitura da adequabilidade do ajustamento dos modelos é a mesma.

A Figura 22 (esquerda), revela que, com o aumento da idade, as taxas apresentam um comportamento crescente. No que diz respeito ao efeito de coorte (centro) verifica-se um aumento gradual à medida que nos aproximamos da coorte central. Em relação ao efeito do período (direita), os *rate-ratios* associados não evidenciaram risco.

A abordagem com recurso a funções suavizadoras (Tabela 5) veio corroborar as conclusões anteriores. Foram fixados 5 nós para as funções da idade e do período e 10 nós para a função da coorte. No apêndice B é justificado o número de nós fixado.

No término desta análise, procurou-se investigar se os efeitos temporais na taxa de incidência assumem comportamentos distintos quando considerado o género. Para o efeito, foram utilizadas classes anuais dos 25 aos 84 anos e funções suavizadoras com o mesmo número de nós anteriormente fixado. Verifica-se no primeiro gráfico da Figura 23 que as taxas até aos 60 anos de idade são mais pronunciadas no sexo feminino com maiores diferenças (intervalos

de confiança em ambos os sexos não sobrepostos) entre os 45 e os 60 anos de idade. Indivíduos do sexo masculino, nascidos até 1939 apresentam menor risco comparativamente aos que nasceram em 1948. Não é assinalável o efeito do período (direita), fruto talvez de uma série histórica composta por apenas nove anos.

Cancro do cólon

Modelo	desvio residual(dr)	gl	Δ gl	Δ dr	Teste ao efeito temporal $P(\chi^2_{\Delta gl} > \Delta dr)$
A(1)	192,94	102			
AD(2)	157,59	101	1	35,4	< 0,001*(a)
AC(3)	130,08	92	9	27,5	< 0,001*(b)
APC(5)	118,57	88	4	11,5	0,021*(c)
AP(4)	147,62	97	-9	-29,1	< 0,001*(d)
AD(2)	157,59	101	-4	-9,9	0,041*(e)

Tabela 5: (a) teste ao efeito do *drift*; (b) teste ao efeito de coorte; (c) teste ao efeito do período na presença do efeito de coorte; (d) teste ao efeito de coorte na presença do efeito do período; (e) teste ao efeito do período. Valores assinalados a * indicam que o efeito temporal é significativo. Na primeira coluna encontram-se os modelos testados figurando, entre parêntesis e na cor azul, a numeração presente no organigrama da Figura 19; nível de significância $\alpha = 0.05$.

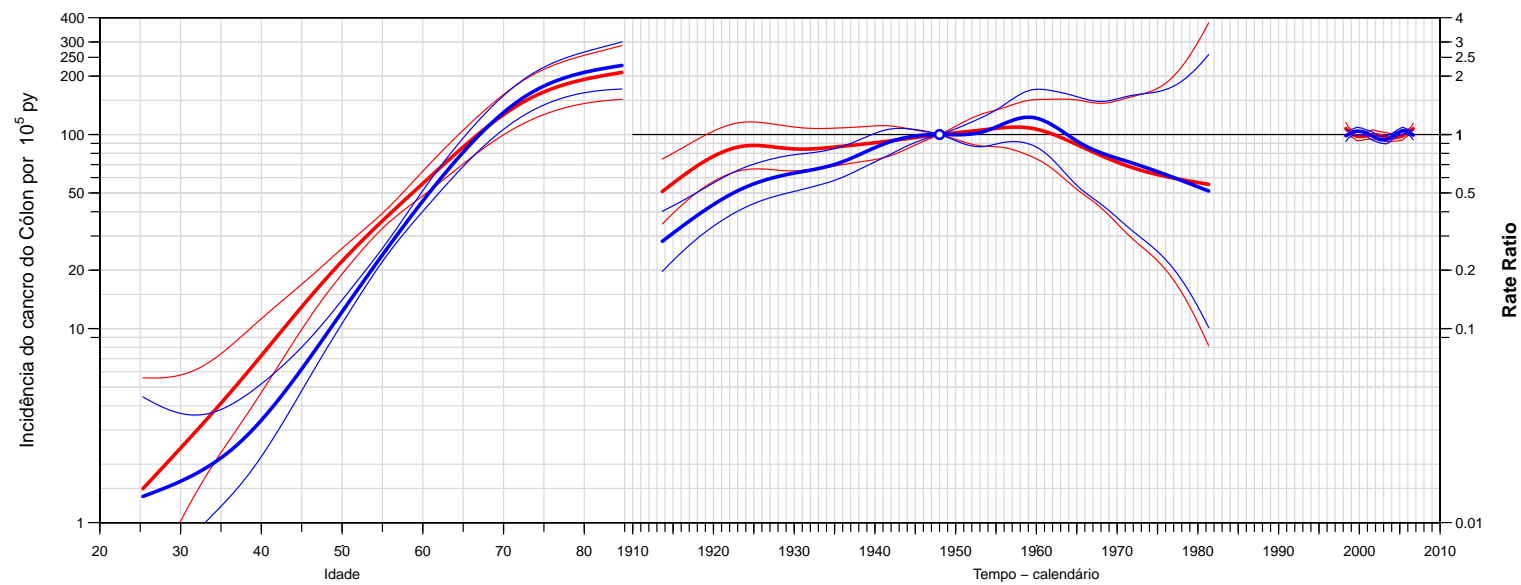


Figura 23: Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do cólon por um modelo APC com funções suavizadoras, por sexo. No gráfico ao centro foi considerada como referência a coorte de 1948 (mediana das coortes).

3.12.2 *Câncer do estômago*

A abordagem dos efeitos temporais na incidência do câncer do estômago passará inicialmente pela análise exploratória gráfica. Na Figura 24, a partir dos 50 anos de idade, parece evidente um paralelismo entre as curvas dos gráficos posicionados à esquerda não visível nos gráficos à direita. Assim sendo o efeito do período assume maior relevo, sendo o modelo AP um candidato ao ajustamento das taxas de incidência.

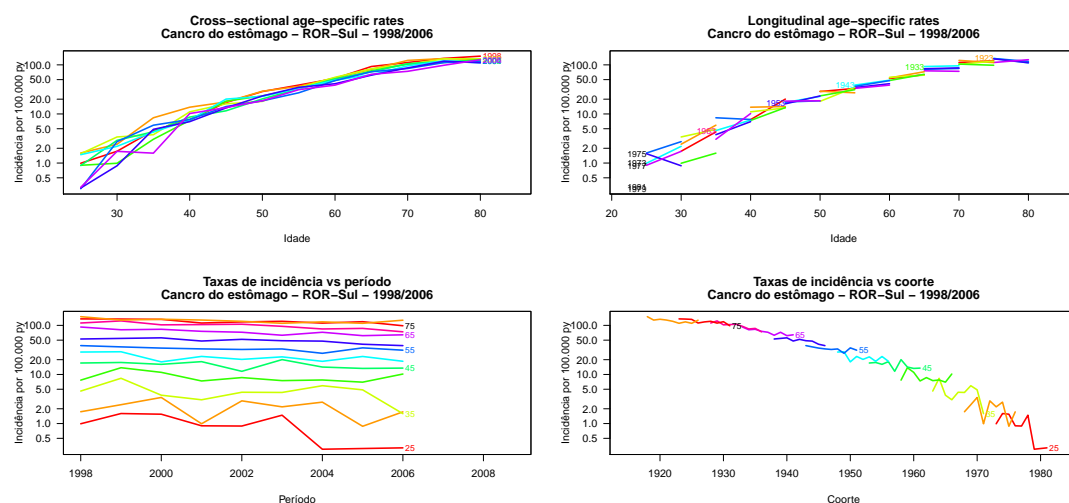


Figura 24: Análise gráfica exploratória das taxas de incidência do câncer do estômago.

Na continuidade da análise gráfica, ir-se-á aferir a adequabilidade de cada um dos possíveis modelos bem como testar a significância dos efeitos temporais. Na presente neoplasia, os níveis de cada fator são análogos aos utilizados na modelação do câncer do cólon. A bibliografia indica que, quando não rejeitado o modelo idade-*drift*, não fará sentido testarmos outros modelos (Figura 25). Da leitura da Tabela 6 concluímos que o modelo AD é o que melhor se ajusta às taxas de incidência ($\text{valor-}p=0,56$; $\text{AIC}=729,8$). Na Figura 26 (esquerda) constata-se, como esperado, um aumento das taxas de incidência com a idade; à direita o *rate-ratio* será representado por uma reta, consequência de uma tendência regular nas taxas de incidência. Adicionalmente verificou-se que o declive negativo da reta corresponde a um decréscimo nas taxas de incidência de 3,8% por 10^5 pessoas-ano (ver apêndice A). O estudo prosseguiu com a abordagem que recorre a funções suavizadoras, tendo sido fixados 5 nós para as funções da idade e do período e 10 nós para a função coorte. Na Tabela 7, o modelo AD revelou novamente o melhor ajuste, indo ao encontro dos resultados obtidos pela abordagem clássica.

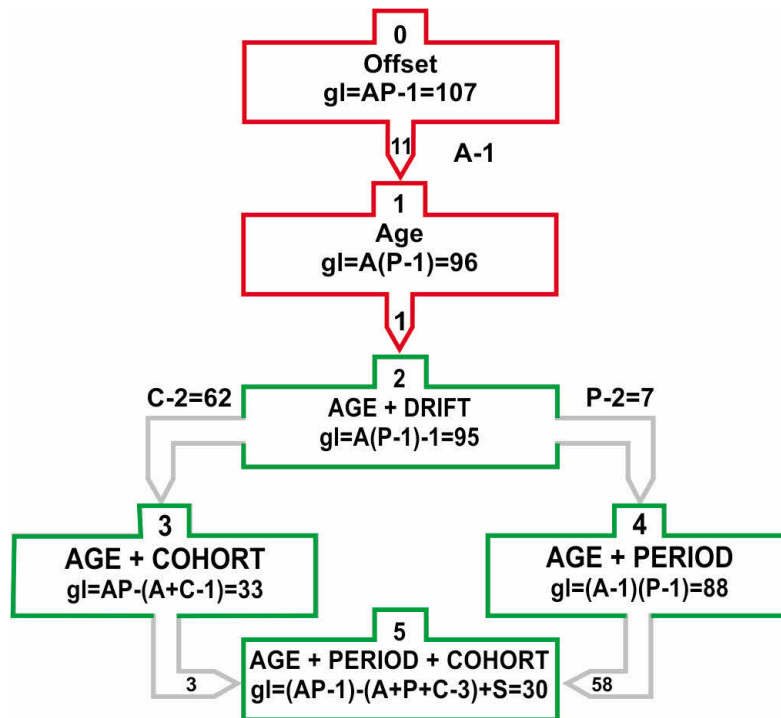


Figura 25: Modelos testados no ajustamento das taxas de incidência do cancro do estômago pela abordagem clássica. A tabela 6 contém informação detalhada relativa ao ajustamento de cada um dos modelos bem como o teste ao(s) efeito(s) temporal(is).

Cancro do estômago

Modelo	desvio residual(dr)	gl	AIC	Δ gl	Δ dr	Teste ao efeito temporal $P(\chi^2_{\Delta gl} > \Delta dr)$	Teste ao modelo $P(\chi^2_{gl} > dr)$
offset(0)	10700†	107	11310				< 0,001
A(1)	181,30	96	816,9	11	10518,7	< 0,001(0)*	< 0,001
AD(2)	92,14	95	729,8	1	89,2	< 0,001(a)*	0,560
AP(4)	88,74	88	740,4	7	3,4	0,850(b)	0,450
APC(5)	41,24	30	808,9	58	47,5	0,840(c)	0,083
AC(3)	44,34	33	805,9	-3	-3,1	0,380(d)	0,089
AD(2)	92,14	95	729,8	-62	-47,1	0,920(e)	0,560

Tabela 6: † desvio do modelo nulo; (o) teste ao efeito da idade; (a) teste ao efeito do *drift*; (b) teste ao efeito do período; (c) teste ao efeito da coorte na presença do efeito do período; (d) teste ao efeito do período na presença do efeito da coorte; (e) teste ao efeito da coorte. Valores assinalados a * indicam que o efeito temporal é significativo. Na primeira coluna encontram-se os modelos testados figurando, entre parêntesis e na cor azul, a numeração presente no organograma da Figura 18; nível de significância $\alpha = 0.05$.

Quando o estudo é estratificado por género, foi identificado no sexo feminino o efeito *drift* como o mais significativo

Modelo Age-drift

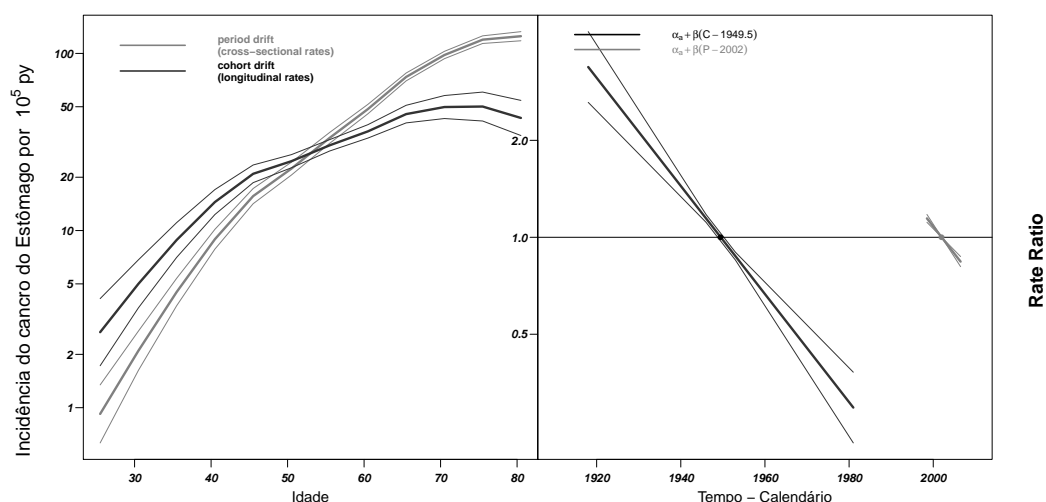


Figura 26: Análise gráfica resultante da modelação das taxas de incidência do cancro do estômago pelo Modelo AD segundo a abordagem clássica. Foram utilizados como referência a mediana dos períodos e das coortes (2002 e 1949,5 respetivamente).

Modelo	desvio reduzido(dr)	gl	Δ gl	Δ dr	Teste ao efeito temporal $P(\chi^2_{\Delta gl} > \Delta dr)$
A(1)	184,34	102			
AD(2)	94,99	101	1	89,4	$< 0,001*(a)$
AC(3)	86,79	92	9	8,2	0,514(b)
APC(5)	84,25	88	4	2,5	0,638(c)
AP(4)	92,55	97	-9	-8,3	0,505(d)
AD(2)	94,99	101	-4	-2,4	0,656(e)

Tabela 7: (a) teste ao efeito do *drift*; (b) teste ao efeito da coorte; (c) teste ao efeito do período na presença do efeito da coorte; (d) teste ao efeito da coorte na presença do efeito do período; (e) teste ao efeito do período. Valores assinalados a * indicam que o efeito temporal é significativo. Na primeira coluna encontram-se os modelos testados figurando, entre parêntesis e na cor azul, a numeração presente no organigrama da Figura 19; nível de significância $\alpha = 0.05$.

(valor- $p = 2,9 \cdot 10^{-8}$) enquanto que nos homens foi o efeito de coorte (valor- $p < 0,001$). Na Figura 27 verifica-se (esquerda) que a taxa de incidência é significativamente superior no sexo masculino a partir aproximadamente dos 50 anos de idade; (centro) o efeito de coorte é não discriminativo relativamente ao sexo, há contudo uma maior proteção em indivíduos nascidos após 1948; (direita) não se assinalam diferenças no tocante ao efeito do período em ambos os sexos.

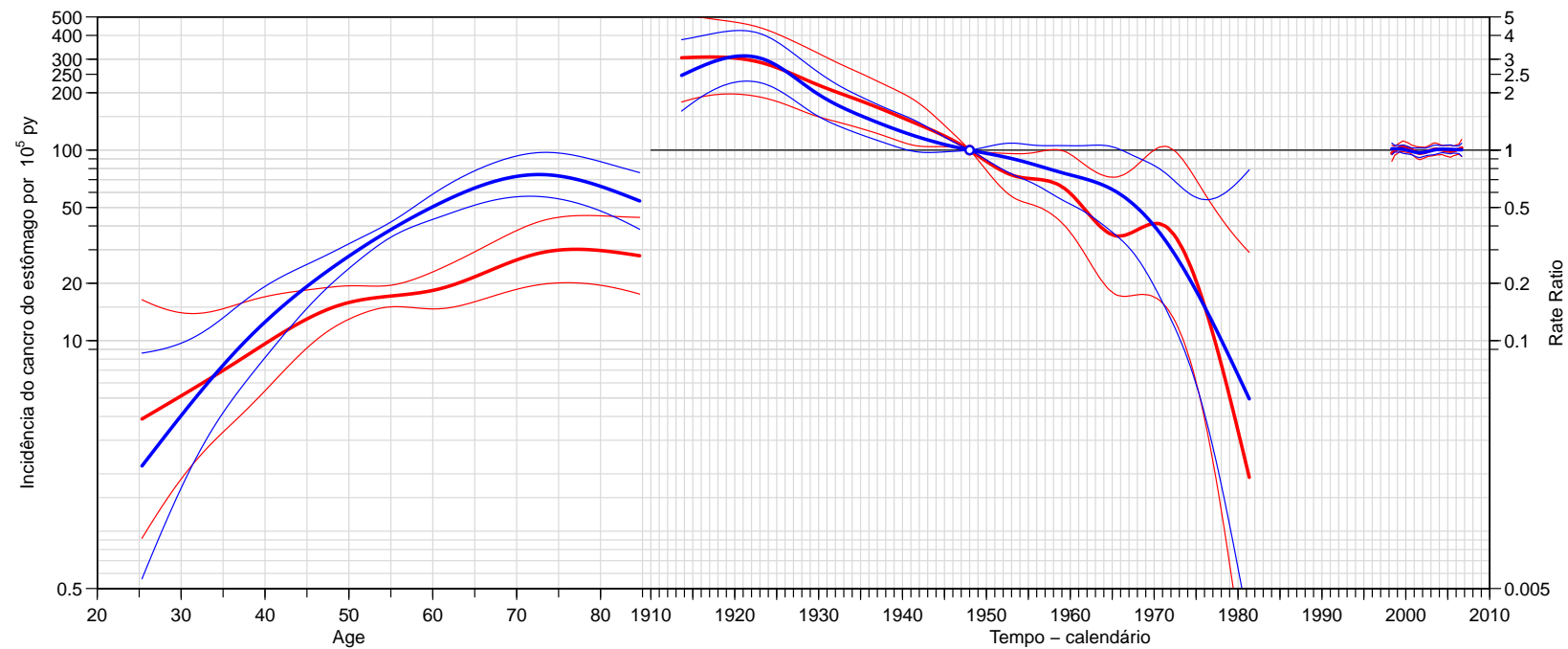


Figura 27: Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do estômago por um modelo APC com funções suavizadoras, por sexo. No gráfico ao centro foi considerada como referência a coorte de 1948 (mediana das coortes).

3.12.3 *Cancro do recto*

No estudo inicial das taxas de incidência (secção 2.2), verificou-se uma estacionariedade no comportamento desta neoplasia ao longo do período 1998 – 2006, apresentando o sexo masculino taxas de incidência superiores. No entanto, quando à análise é adicionada quer a coorte de nascimento quer a idade dos doentes, ao contrário das neoplasias anteriores que apresentavam maior variabilidade nas taxas específicas segundo a idade por coorte e por período nas faixas etárias mais jovens, o recto apresenta variabilidade em todas as faixas etárias (Fig. 28).

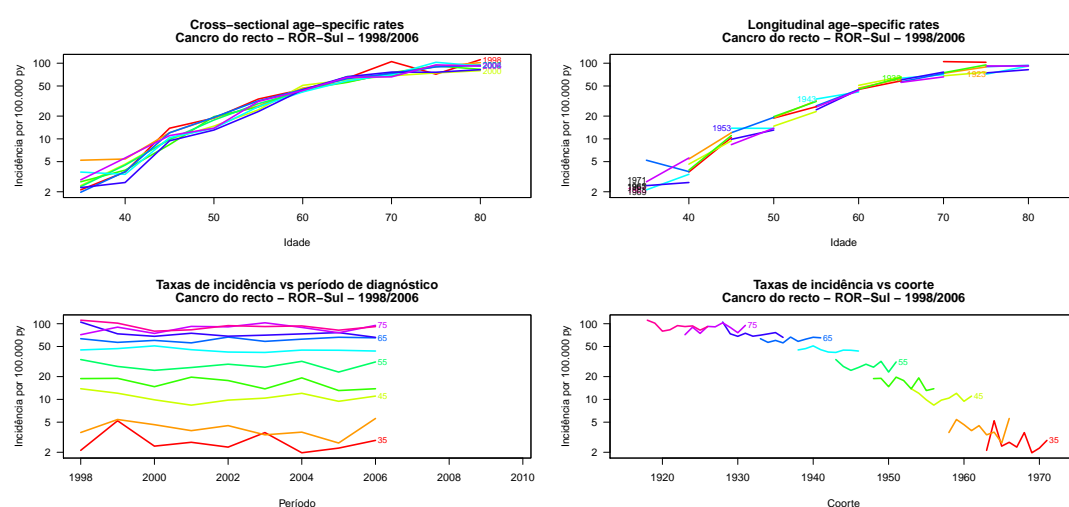


Figura 28: Análise gráfica exploratória das taxas de incidência do cancro do recto.

A casuística da incidência no cancro do recto tem expressão apenas a partir da faixa etária dos 35 anos de idade (inclusive). Assim sendo, na abordagem clássica, o fator idade terá 10 níveis ($[35, 40[, \dots, [80, 84]$) dado que, quando na modelação são contempladas classes de idade sem casos diagnosticados, os coeficientes estimados afetos às referidas classes terão associados desvios-padrão de grande magnitude. O fator coorte terá 54 níveis (1918, ..., 1971) e o período manter-se-à inalterado. A informação correspondente ao ajustamento de cada um dos possíveis modelos está sintetizada na Figura 29 e na Tabela 8. À exceção do modelo que não contempla variação temporal, todos os restantes são adequados. Dos efeitos testados, verifica-se que o efeito de coorte (valor- $p=0,089$) assume relevo face ao efeito de período (valor- $p=0,350$). Novamente, para a escolha do modelo mais adequado foi considerado o AIC e a diferença entre o desvio residual e o número de gl. O modelo AP foi o que revelou melhor ajustamento. No entanto, uma vez que o modelo apenas com a idade não foi rejeitado, poder-se-ia ter optado por uma abordagem mais simples como a do índice *Annual Percentage Change* (ver apêndice A).

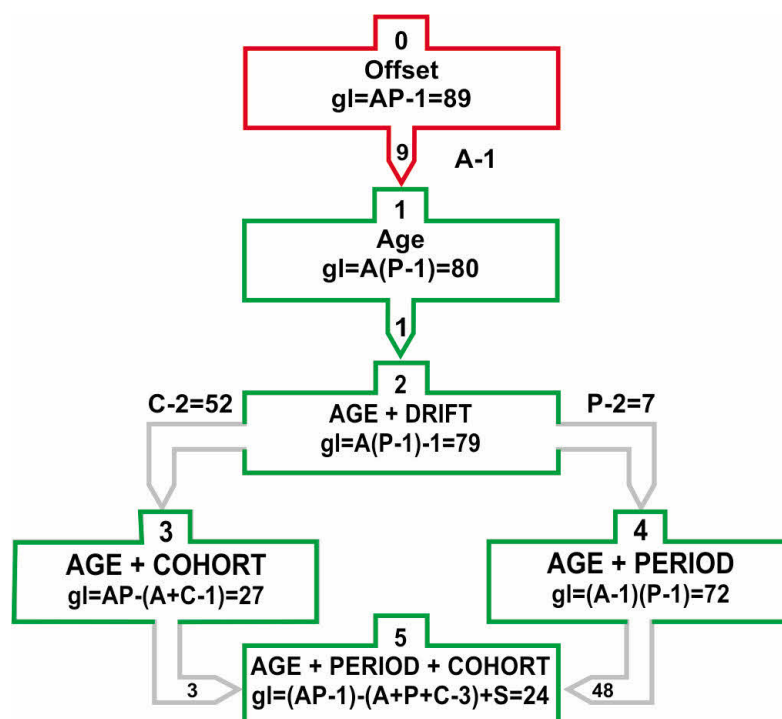


Figura 29: Modelos testados no ajustamento das taxas de incidência do cancro do recto. A tabela 8 contém informação detalhada relativa ao ajustamento de cada um dos modelos bem como o teste ao(s) efeito(s) temporal(is).

Cancro do recto

Modelo	desvio residual(dr)	gl	AIC	Δ gl	Δ dr	Teste ao efeito temporal $P(\chi^2_{\Delta gl} > \Delta dr)$	Teste ao modelo $P(\chi^2_{gl} > dr)$
offset(0)	5721,1†	89	6247,7				< 0,001
A(1)	92,25	80	636,8	9	5628,9	< 0,001(o)*	0,164
AD(2)	89,34	79	635,9	1	2,9	< 0,001(a)*	0,199
AP(4)	76,24	72	636,8	7	13,1	0,070(b)*	0,343
APC(5)	14,54	24	671,1	48	61,7	0,089(c)*	0,930
AC(3)	17,82	27	668,4	-3	-3,3	0,350(d)	0,909
AD(2)	89,34	79	635,9	-52	-71,5	0,038(e)*	0,199

Tabela 8: † desvio do modelo nulo; (o) teste ao efeito da idade; (a) teste ao efeito do *drift*; (b) teste ao efeito do período; (c) teste ao efeito da coorte na presença do efeito do período; (d) teste ao efeito do período na presença do efeito da coorte; (e) teste ao efeito da coorte. Valores assinalados a * indicam que o efeito temporal é significativo. Na primeira coluna encontram-se os modelos testados figurando, entre parêntesis e na cor azul, a numeração presente no organograma da Figura 18; nível de significância $\alpha = 0.05$.

A utilização de funções suavizadoras (fixados 5 nós para a função idade/período e 10 nós para a função coorte) veio corroborar os resultados obtidos na abordagem clássica. Analisando ainda o comportamento dos modelos quando contemplada a variável

sexo, constatou-se que, no sexo feminino, o efeito *drift* foi o mais significativo. Nos homens, à exceção da idade, não houve qualquer efeito temporal. Na Figura 30 (esquerda) constata-se que as taxas de incidência são superiores no sexo masculino e que, a partir dos 50 anos de idade, as taxas são significativamente diferentes; na Figura 30 (centro) no efeito da coorte é visível que as mulheres nascidas até 1945 (mediana das coortes) têm um risco acrescido; na Figura 30 (direita) não se assinalam diferenças no tocante ao efeito de período em ambos os sexos.

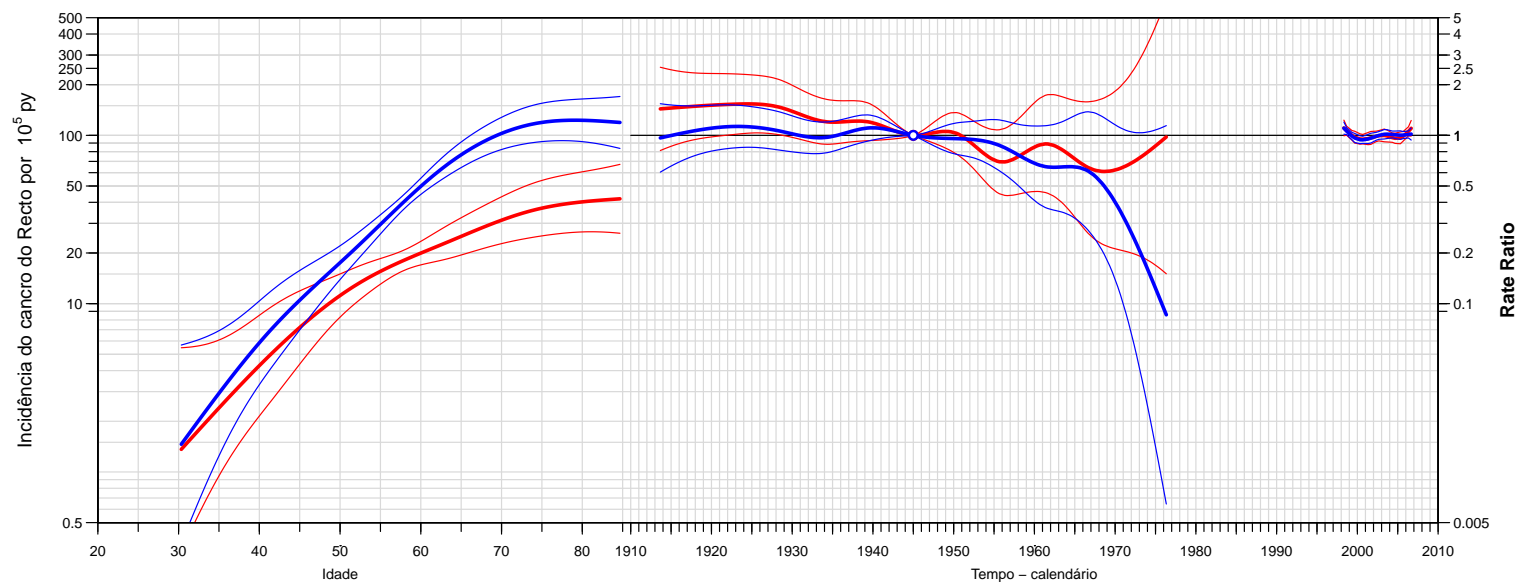


Figura 30: Análise gráfica resultante do ajustamento das taxas de incidência do cancro do recto por um modelo APC com funções suavizadoras, por sexo. No gráfico ao centro foi considerada como referência a coorte de 1945 (mediana das coortes).

PROJEÇÃO DA INCIDÊNCIA DE CANCRO

4.1 INTRODUÇÃO

"A projeção da incidência de cancro tem lugar de destaque nos cuidados de saúde sendo crescente a sua importância no tempo." [Laporte \(1993\)](#)

As primeiras projeções de incidência de cancro remontam ao ano de 1930 ([Andvord, 2002](#)). Andvord no seu estudo sobre mortalidade por tuberculose advogou que a projeção de tendências observadas em gerações jovens para grupos etários mais velhos deveria ser utilizada para aferir a mortalidade futura. Passados dez anos, [Frost \(1939\)](#) advertiu que tais conclusões revelar-se-iam simultaneamente "úteis" e "perigosas" e, decorridas oito décadas do estudo de Andvord, o ato de predizer continua associado ao paradoxo "utilidade *vs* imprecisão". De facto, existem fatores que afetam as projeções. Por exemplo, ao analisar o número de casos futuros de uma doença é importante que se faça uma distinção entre mudanças inerentes à demografia da população e mudanças nos padrões de risco ([Møller et al., 2002](#)). As projeções também podem ser consideravelmente alteradas caso seja utilizada informação de censos recentes ([Stockton, 2004](#)).

De facto, a projeção da ocorrência de cancro tem-se revelado numa complexa tarefa de modelação estatística por inúmeros motivos, dentre os quais se destacam:

1. existência de tendências, em grupos etários e coortes de nascimento, frequentemente heterogéneas no que diz respeito à sua magnitude e direção;
2. variabilidade de tendências, para uma mesma neoplasia, em função da localização geográfica;
3. ausência de informação sobre a incidência em idades específicas;
4. tendências observadas em determinadas neoplasias no passado não se manterem iguais no presente;
5. alteração das condições ao longo do tempo (*e.g.* ambientais, laborais, hábitos comportamentais e alimentares);
6. demografia das populações estar sujeita a movimentos migratórios;

7. aparecimento de novas neoplasias e mutabilidade de muitas já existentes;
8. novos meios de diagnóstico e alteração da codificação da doença.

O efeito de mudanças estruturais na população altera substancialmente o número esperado de casos futuros com cancro. Em Portugal, e na maior parte dos países desenvolvidos, a lenta diminuição da natalidade (Fig. 31) a par de um aumento da esperança de vida (Fig. 32) e de um decréscimo na taxa de mortalidade (10.7‰ em 1960 para 9.5‰ em 2010), terá importantes implicações nos próximos 50 anos. De facto, estes fatores terão um impacto na incidência das doenças crónicas e degenerativas e também no aumento da procura de serviços de saúde e de outros recursos afetos a esta “nova futura” realidade. A generalidade dos cancros afeta sobretudo pessoas idosas. Estimativas mundiais indicam que cerca de 45% dos cancros ocorrem em idades superiores a 65 anos (Ferlay et al., 2004). Segundo a nossa pirâmide etária, este facto releva-se no mínimo preocupante (Fig. 33). A população mundial passou de 2,8 biliões em 1955 para mais de 6 biliões em 2000. Salvo qualquer catástrofe, a população mundial aumentará para 7,5 biliões até 2020 e para 8,9 biliões em 2050, a uma razão de 80 milhões por ano. A proporção de idosos em África, Ásia e América do Sul quadruplicará (United Nations, 2003). No entanto, nos países desenvolvidos, em particular na Europa, as projeções apontam para um decréscimo populacional nos próximos 50 anos.

Estimativas da incidência de cancro a nível mundial e obtidas a partir de projeções demográficas, apontam para um aumento de 25% dos casos de cancro nas próximas duas décadas (Parkin et al., 2005).

Os resultados da projeção da incidência de cancro constituem um instrumento de auxílio ao processo de tomada de decisão em vários contextos. No campo administrativo (Hakulinen e Hakama, 1991), decisões tomadas com base em projeções veem o seu sucesso potenciado em vários domínios como, por exemplo, na otimização da afetação de recursos ao nível do diagnóstico, no tratamento e reabilitação e no controlo e previsão de custos (Hakala, 1985). As projeções são também alvo de interesse na avaliação de intervenções ou de programas de rastreio [Luostarinen et al. (1995), Törnberg et al. (1994)], sendo o seu sucesso quantificado por comparação dos valores observados com os estimados [Hakama et al. (1990), Salonen et al. (1981)]. Uma projeção de casos superior ao observado poderá refletir o impacto de uma campanha de prevenção; caso contrário, poderá significar o aparecimento de fatores de risco ainda não

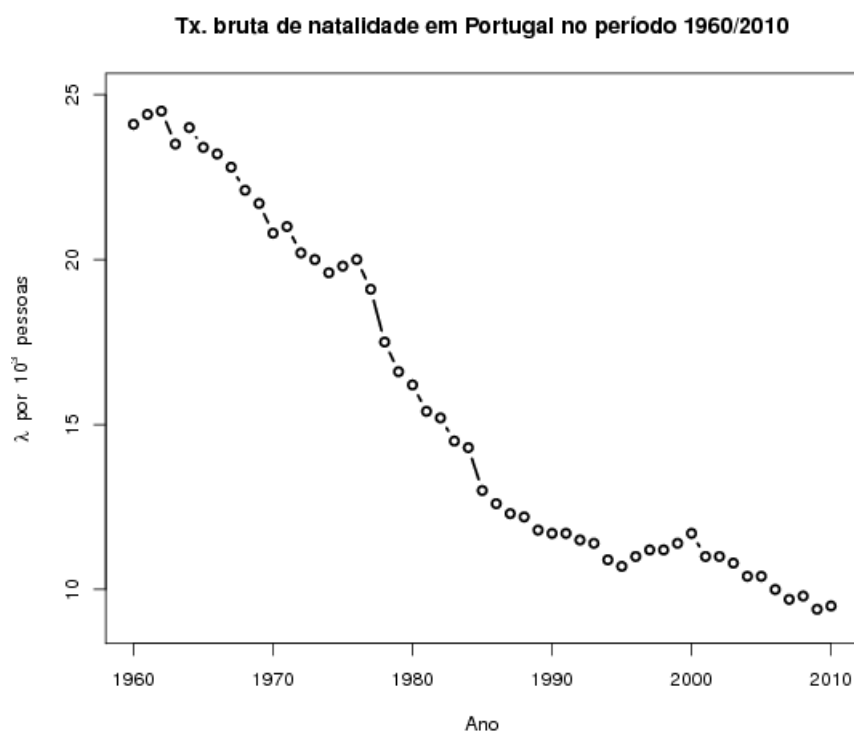


Figura 31: A natalidade mede a frequência dos nascimentos no conjunto da população total de um país. Portugal tem assistido a um decréscimo contínuo na taxa de natalidade, passando de 24,1‰ em 1960 para 9,5‰ em 2010. Fontes/Entidades: INE, Base de Dados Portugal Contemporâneo (PORDATA).

contemplados no modelo.

Em termos epidemiológicos, existem três fatores de risco transversais, mensuráveis e conhecidos: a idade, o período e a coorte de nascimento. A projeção do cancro tem demonstrado utilidade em muitas neoplasias (Hakulinen et al., 1986) quando o horizonte temporal não excede 15 anos.

O presente capítulo tem como objetivo efetuar projeções para as neoplasias do cólon, recto e estômago, na área do registo ROR-Sul no período 2007 – 2010, tendo como base de projeção a série histórica relativa a 1998 – 2006. Duas abordagens serão utilizadas para a projeção do número total de casos e da taxa de incidência: (i) modelos lineares no que concerne ao tempo e (ii) extrapolação de efeitos temporais identificados pelos modelos APC para períodos futuros.

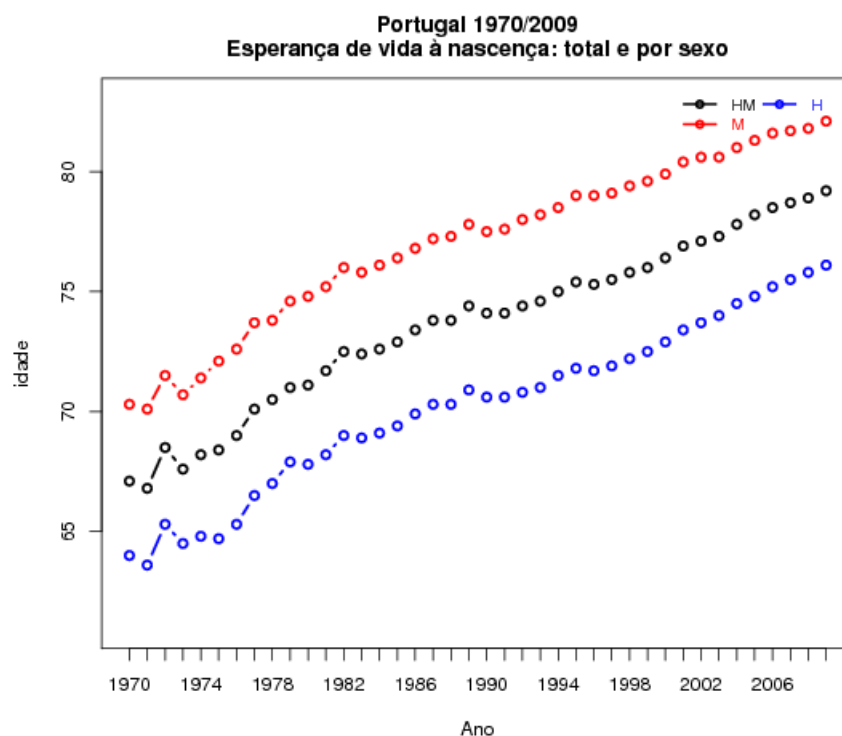


Figura 32: Portugal tem assistido a um aumento contínuo na esperança de vida à nascença, passando de 67,1 anos em 1970 para 79,2 anos em 2009. Fontes/Entidades: INE, Base de Dados Portugal Contemporâneo (PORDATA).

4.2 MODELOS DE PROJEÇÃO

Os modelos na sua estrutura funcional deverão retratar de forma fidedigna as taxas na série histórica de dados sendo que um modelo bem ajustado não é sinónimo de um bom modelo preditivo. Modelos simples e parcimoniosos são úteis no contexto da projeção (Dyba, 2000). Modelos complexos, tais como os modelos APC, tendem a gerar intervalos de predição com grandes amplitudes (Rao, 1989) e com pouca utilidade prática (Coleman et al., 1992). Todos os modelos de projeção gozam de uma estrutura transversal comum formada por:

VARIÁVEL RESPOSTA: número de casos ou a taxa de incidência;

PREDITORES: idade, período de diagnóstico e sexo do doente;

BASE DE PROJEÇÃO: corresponde à série temporal.

Nestes modelos assume-se que o número de casos diagnosticados com cancro por período t e grupo etário i são independentes e seguem uma distribuição de Poisson quer na série histórica quer no(s) período(s) de projeção (Breslow e Day, 1987). Existem

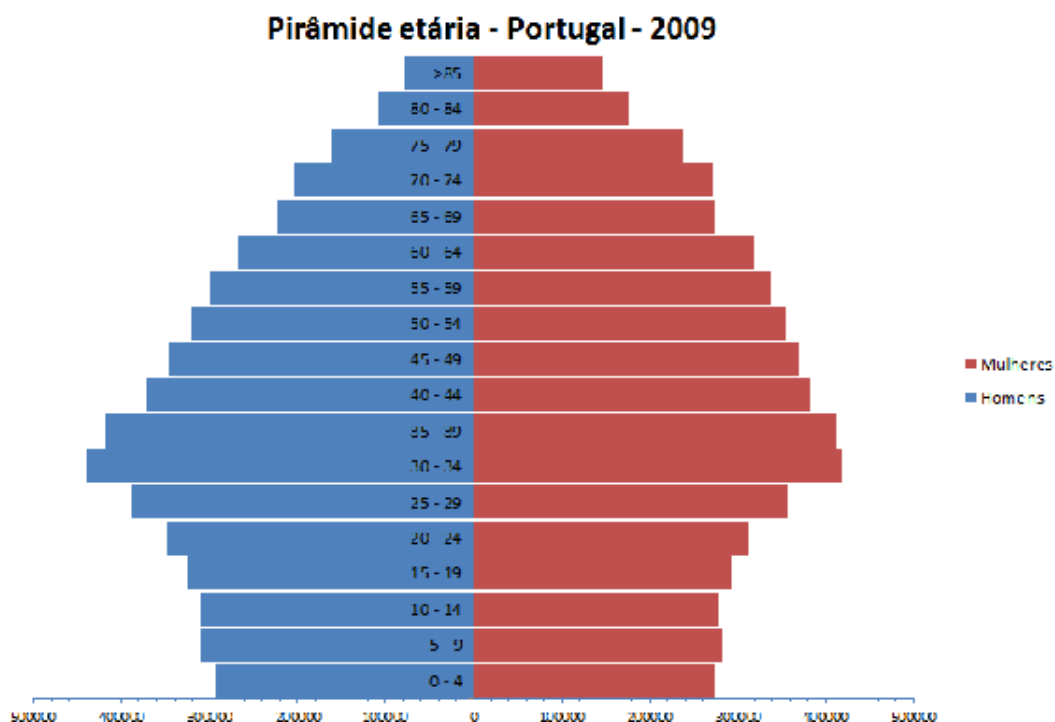


Figura 33: A pirâmide etária portuguesa é designada quanto à sua forma de *pirâmide em urna*. “Esta pirâmide é típica dos países desenvolvidos, que se encontram na última fase da transição demográfica; os níveis de natalidade e de mortalidade são muito baixos, o que implica a existência de uma pirâmide de idades com uma base muito reduzida (baixa proporção de jovens) e um topo bastante empolado (elevadas proporções de pessoas idosas)[Nazareth, 2010]”. A nossa pirâmide, nos últimos anos, não tem sofrido alterações no tocante à sua forma. Fonte: INE

modelos distintos consoante as taxas de incidência apresentem um comportamento decrescente/estável ou crescente. O organograma da Figura 34 procura sintetizar as etapas na escolha do modelo de projeção. Uma descrição detalhada deste esquema, pode ser consultado nas páginas seguintes.

No presente capítulo foi efetuada uma mudança de notação relativamente ao capítulo anterior por duas razões principais:

- nos modelos de projeção o objetivo é a determinação do número de casos (ou a taxa de incidência) para um período (ano) futuro. O referido período não tem o mesmo significado do período utilizado nos modelos APC, uma vez que nos referidos modelos período diz respeito ao ano em que foi diagnosticado o tumor. O significado de período nos modelos agora propostos, dirá respeito ao ano da projeção;

- a bibliografia referenciada, adota a notação agora proposta como padrão. Tal facto permite uma maior comparabilidade e interpretação dos modelos bem como a leitura dos resultados.

Com a presente notação, será mais fácil ao leitor identificar se está perante um modelo de projeção. Nos modelos de projeção passa a ser adotada a seguinte nomenclatura:

1. C_{it} - número de casos diagnosticados no grupo etário i e período t ;
2. C_t - total do número de casos diagnosticados no período t ;
3. n_{it} - número de pessoas-ano referentes ao grupo etário i e período t ;
4. w_i - peso do grupo etário i na população de referência;
5. $M_{it} = \frac{C_{it}}{n_{it}}$ - taxa de incidência no grupo etário i e período t ;
6. $E[M_{it}]$ - valor esperado de M_{it} ;
7. P_{it} - população residente na área do registo pertencente ao grupo etário i e período t ;
8. T - período de tempo a que diz respeito a projeção futura.

Adicionalmente, o número de casos diagnosticados bem como a taxa de incidência irão figurar em períodos anuais. As classes etárias serão quinquenais sendo o seu número dependente da neoplasia em estudo. Será utilizada a população residente na área do registo em 2007 – 2010. Adotou-se a padronização direta tendo como padrão a população europeia. As projeções terão em conta o sexo e o grupo etário.

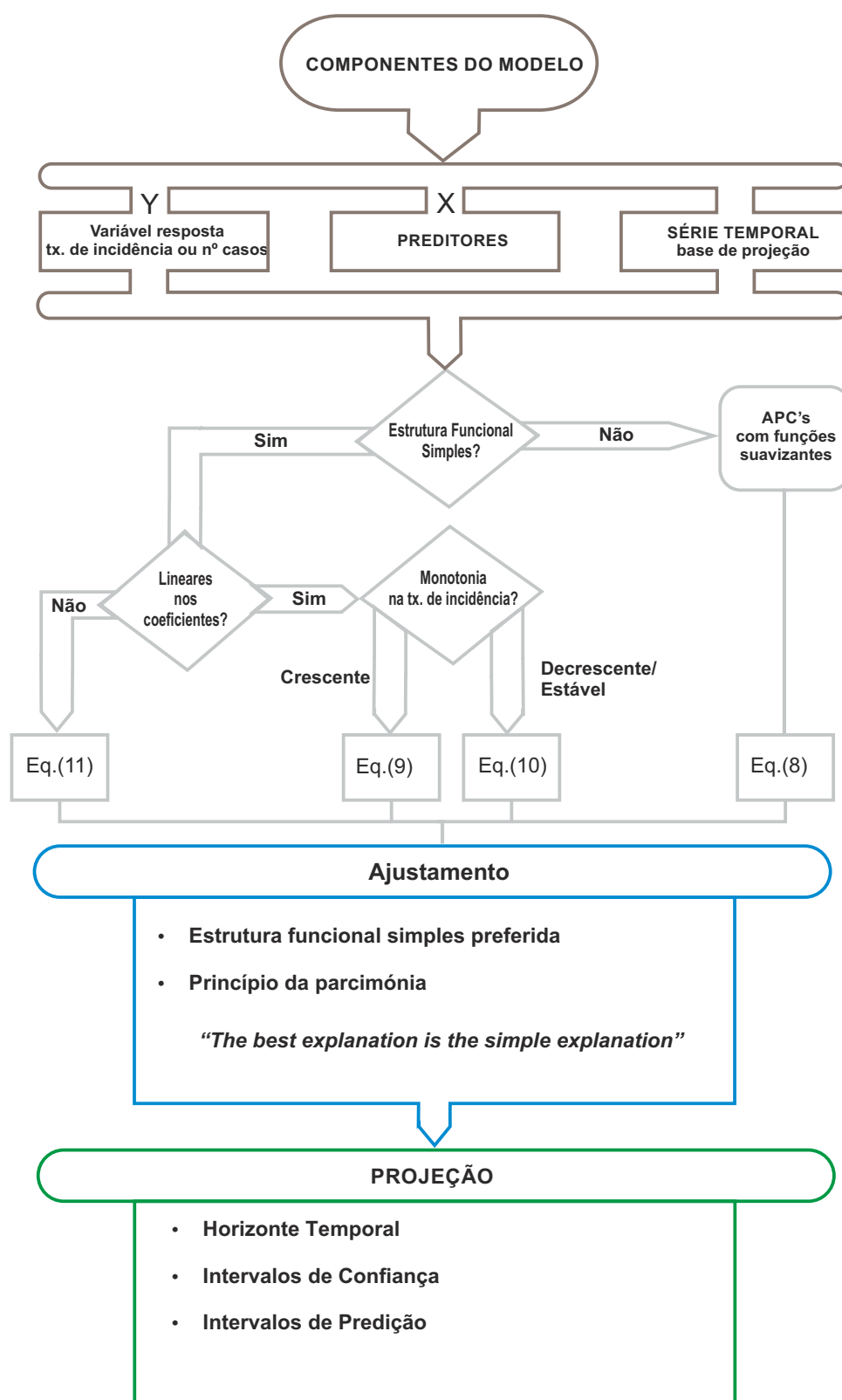


Figura 34: O presente organigrama pretende auxiliar a tomada de decisão quanto ao modelo de projeção a ser contemplado na análise. Vários serão os elementos que irão influenciar a escolha, como sejam a complexidade da estrutura, a linearidade nos coeficientes do modelo, o comportamento das taxas e o horizonte temporal da projeção.

4.2.1 Estrutura funcional dos modelos

As projeções efetuadas pelos modelos APC, abordagem com funções suavizadoras (Carstensen, 2007), serão efetuadas por extrapolação linear (metodologia no apêndice B) com base nos anos mais recentes da série temporal. Todavia, os modelos APC não são parcimoniosos e, à medida que o número de parâmetros aumenta, os intervalos de confiança tendem a ter maior amplitude. De facto o número de graus de liberdade tem um importante papel no ajustamento, justificando-se a proposta de modelos mais simples tais como modelos lineares (ou não) nos coeficientes e distintos consoante a monotonia das taxas de incidência.

4.2.2 Modelos lineares e não lineares nos coeficientes

A taxa de incidência específica por período é uma medida que contempla todos os grupos etários, sendo frequente a sua utilização para comparação de tendências na incidência de cancro. Taxas de incidência padronizadas pelo método direto, para um período t , são somas ponderadas de casos classificados segundo a idade i e período t por:

$$M_t = \sum_i \frac{w_i}{n_{it}} C_{it}.$$

Assume-se que o número de casos diagnosticados por idade e período são independentes e seguem uma distribuição de Poisson. Duas tipologias de modelos de projeção, lineares nos seus coeficientes, fazem uso de taxas ajustadas à idade. Cancros com taxas de incidência crescentes adotam modelos da forma:

$$E(M_t) = \alpha + \beta \cdot t,$$

sendo $E(M_t)$ o valor esperado da taxa de incidência padronizada no período t ; α o efeito médio da idade e β o coeficiente associado ao período. A sua forma linear evita um crescimento repentino nas projeções.

O modelo log-linear que se segue, destina-se a neoplasias com taxas de incidência decrescentes e/ou estáveis:

$$\ln[E(M_t)] = \alpha + \beta \cdot t.$$

O recurso à transformação logarítmica aplicada às taxas de incidência padronizadas impede projeções com valores negativos. Apesar da grande simplicidade de ambos os modelos, no tocante à sua estrutura, levantam-se algumas limitações:

1. impossibilidade de projeção de taxas para idades específicas;

2. a adoção de taxas padronizadas poderá vir a omitir ou mascarar tendências;
3. por vezes, assume-se a normalidade nas taxas de incidência, facto esse que poderá ficar comprometido caso o número de casos diagnosticados seja nulo ou diminuto em alguns grupos etários;
4. modelos lineares no tempo assumem a ausência de mudanças na tendência subjacente à série temporal que serve de base à projecção.

Uma pequena alteração estrutural aos modelos anteriores irá permitir a determinação do número esperado de casos num dado grupo etário:

$$E(M_{it}) = \alpha_i + \beta \cdot t,$$

$$\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta \cdot t.$$

Contudo, em termos clínicos e epidemiológicos, a suposição de um declive único para todos os grupos etários é demasiado forte em doenças crónicas como o cancro, cuja incidência tende a aumentar com a idade. A incorporação de declives distintos para cada grupo etário vem colmatar as lacunas anteriores sendo por isso sugeridos por [Hakulinen e Dyba \(1994\)](#) os seguintes modelos para taxas crescentes e decrescentes/estáveis, respetivamente:

$$E(M_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot t, \tag{9}$$

$$\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i \cdot t. \tag{10}$$

Posteriormente foi proposto por [Dyba et al. \(1997\)](#) um modelo não linear nos coeficientes mas linear no tempo, que conduz a bons ajustamentos, definido na forma:

$$E(M_{it}) = \alpha_i (1 + \beta \cdot t). \tag{11}$$

Este modelo apresenta maior flexibilidade face aos anteriores uma vez que pode ser aplicado independentemente do comportamento das taxas. O modelo também preserva na projecção o papel que a idade possuiu nas taxas de incidência passadas. O período t pode ser considerado uma variável de substituição da exposição cumulativa a diferentes agentes cancerígenos. O presente modelo teve origem no acompanhamento de sobreviventes da bomba atómica lançada

nas cidades de Hiroshima e Nagasaki no final da II Grande Guerra Mundial, em função da dose de radiação e da idade (Kellerer e Barclay, 1992) modelo esse que foi rapidamente adotado para a análise e projeção da incidência.

4.2.2.1 Base de projeção

Quando se efetua uma projeção, pressupõe-se que o fenómeno a ser modelado apresente alguma regularidade temporal e quanto mais curta for a série histórica de dados, maior será a probabilidade da suposição anterior ser válida. Por outro lado, o aumento da informação utilizada na modelação aumenta a precisão dos estimadores, refletindo-se esse facto no ajustamento do modelo e nas projeções efetuadas.

4.2.2.2 Estimação e ajustamento dos modelos

Modelos lineares nos parâmetros utilizam o método de estimação da máxima verosimilhança. Modelos não lineares nos parâmetros são estimados pelo método de Fisher. A razão de verosimilhanças será utilizada na escolha do modelo mais apropriado (Cox e Hinkley, 1979) com a ressalva de que um modelo bem ajustado não é sinónimo de um bom modelo de projeção. Na presença de sobredispersão os intervalos de confiança e de predição irão sofrer um reajuste em função do fator de dispersão D determinado pelo quociente $\frac{\chi^2 \text{ de Pearson}}{\text{N}^\circ \text{ de gl}}$ (McCullagh e Nelder, 1989). À semelhança dos APC's, quanto mais próximos forem os valores entre este quociente e o número de graus de liberdade, mais adequado será o ajustamento.

4.2.3 Intervalos de confiança e de predição

Hakulinen e Dyba (1994) e Dyba (1995) propuseram intervalos para a projeção baseados em modelos lineares e log-lineares para o número futuro de casos e de taxas de incidência. Em seguida apresenta-se, de forma sucinta, a metodologia preconizada pelos referidos autores e implementada neste estudo. Assume-se que o número de casos futuros diagnosticados com cancro no grupo etário i e período T , C_{iT} , seguirá uma distribuição de Poisson com parâmetro θ_{iT} ¹. O número esperado de casos projetados para o período T , E_{CT} será dado por:

$$E_{CT} = \sum_i E_{C_{iT}} = \sum_i \theta_{iT} = \theta_T.$$

A variância de C_T pode ser expressa por:

¹ θ_{iT} = valor médio do número de casos no grupo etário i e período T . $E[C_{iT}] = \theta_{iT}$.

$$\text{Var}(C_T) = \text{Var}(\hat{\theta}_T) + E(\hat{\theta}_T),$$

onde $\hat{\theta}_T$ é o estimador de θ_T dado pelo modelo. Para maiores detalhes consultar [Hakulinen e Dyba \(1994\)](#) e [Dyba et al. \(1997\)](#). Os intervalos de interesse serão então:

INTERVALO DE CONFIANÇA para o valor esperado do número de casos baseado nas estimativas da variância/covariância dos parâmetros resultantes do ajustamento do modelo;

INTERVALO DE PREDIÇÃO que inclui o intervalo anterior por ter em conta a variabilidade da futura distribuição de Poisson.

Supondo a normalidade assintótica do estimador $\hat{\theta}_T$, os intervalos de confiança e de predição para o número de casos esperados no grupo etário i e num período futuro T são dados, respetivamente por:

$$\text{IC}_{(1-\alpha) \cdot 100\%} = \hat{C}_{iT} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \text{se}_e(\hat{C}_{iT}) \cdot D ,$$

$$\text{IP}_{(1-\alpha) \cdot 100\%} = \hat{C}_{iT} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \text{se}_p(\hat{C}_{iT}) \cdot D ,$$

sendo $\text{se}_e(C_{iT})$ e $\text{se}_p(C_{iT})$ os erros-padrão dos casos esperados (calculados com base na $\text{Var}(\hat{\theta}_T)$) e preditos (calculados com base na $\text{Var}(C_T)$) respetivamente. No que diz respeito aos intervalos de confiança para a taxa de incidência esperada e predita, estes estão diretamente relacionados com os intervalos anteriores uma vez que:

$$\begin{aligned} M_{iT} &= \frac{C_{iT}}{n_{iT}}; \\ \text{se}(M_{iT}) &= \frac{\text{sd}\left(\frac{C_{iT}}{n_{iT}}\right)}{\sqrt{n_{iT}}} \\ &= \frac{1}{n_{iT}} \cdot \frac{\text{sd}(C_{iT})}{\sqrt{n_{iT}}} \\ &= \frac{1}{n_{iT}} \text{se}(C_{iT}). \end{aligned}$$

Logo, os intervalos de confiança para a taxa de incidência esperada e predita serão dados respetivamente por:

$$\text{IC}_{(1-\alpha) \cdot 100\%} = \frac{1}{n_{iT}} \cdot \left(\hat{C}_{iT} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \text{se}_e(\hat{C}_{iT}) \cdot D \right) ,$$

$$\text{IP}_{(1-\alpha) \cdot 100\%} = \frac{1}{n_{iT}} \cdot \left(\hat{C}_{iT} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \text{se}_p(\hat{C}_{iT}) \cdot D \right) .$$

Outra questão pertinente prende-se com a utilização do número de pessoas-ano em risco uma vez que o seu valor só poderá ser determinado com o conhecimento do número de casos diagnosticados com cancro. Uma forma de ultrapassar esta limitação (Mihajlović et al., 2013) passa pela utilização de taxas de incidência padronizadas através da equação:

$$\lambda = \sum_i \frac{d_i}{n_i} \cdot \frac{n_i^*}{N^*} \cdot 10^5,$$

onde:

d_i é o número total de casos previstos para o grupo etário i ;

n_i é o número de pessoas, no grupo etário i , na população em estudo;

n_i^* é a dimensão, na população padrão, do grupo etário i ;

$N^* = \sum_i n_i^*$ dimensão da população padrão.

As projeções dos modelos agora apresentados foram realizadas com rotinas implementadas no *software* STATA (StataCorp, LP, 2013) e as projeções pelos modelos APC foram feitos em rotinas na linguagem S (Chambers, 1998).

4.3 RESULTADOS

4.3.1 Modelos lineares e não-lineares nos coeficientes

Nas neoplasias do cólon e do estômago foram contemplados doentes com 25 ou mais anos, agrupados em classes quinquenais. O limite inferior estabelecido para a classe etária é justificado pela baixa casuística destas neoplasias nas idades mais jovens, conduzindo a problemas de convergência. De facto, nestas circunstâncias será sempre necessário um maior número de iterações e os desvios associados aos coeficientes são, regra geral, superiores. Assim sendo, as neoplasias do cólon e do estômago terão ao todo 13 classes etárias ($[25,30[; \dots; [85, +[$) e nove períodos (1998 a 2006). No cancro do recto foram definidas 12 classes etárias ($[30,35[; \dots; [85, +[$) pelas mesmas razões. Nas projeções referentes aos períodos 2007 a 2010 não poderão ser utilizados o número de pessoas-ano em risco dado que o seu cálculo é apenas possível quando conhecidos os casos diagnosticados nesse período. De facto, como nos RCBP é habitual não estarem publicados os casos diagnosticados em períodos recentes (os casos diagnosticados em 2007 foram anunciados no início de 2013 pelo ROR-Sul). Esta limitação é colmatada com a utilização da população residente na área do registo. A Tabela 9 apresenta uma síntese dos resultados:

Tumor	tendência	Modelo	Sobre dispersão	χ^2 de Pearson	gl	$P(\chi_{gl}^2 > \chi^2)$	linear nos coef.	$ \chi^2 - gl $
Cólon	↗	a	1,39	126,04	91	0,01	Sim	35,04
Estômago	↘	b	-	87,85	91	0,57	Sim	3,15
Recto	→	b	-	91,59	83	0,24	Sim	8,59
Cólon	↗	c	1,54	159,03	103	0,01	Não	56,03
Estômago	↘	c	-	96,63	103	0,66	Não	6,37
Recto	→	c	-	108,99	94	0,14	Não	14,99

Tabela 9: Ajustamento dos modelos de projeção para o número de casos diagnosticados por tumor no período 2007 – 2010. ↗ tendência crescente; ↘ tendência decrescente; → estável. a: $E(M_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot t$; b: $\ln(E(M_{it})) = \alpha_i + \beta_i \cdot t$; c: $E(M_{it}) = \alpha_i \cdot (1 + \beta \cdot t)$. Sobredispersão: quando presente é indicado o valor do coeficiente de dispersão. $|\chi^2 - gl|$: quanto menor, melhor será o ajustamento do modelo.

Da leitura da tabela podemos retirar as seguintes conclusões:

1. modelos lineares nos coeficientes apresentam um melhor ajustamento face aos não lineares. Menor valor do χ^2 de Pearson e menor $|\chi^2 - gl|$;
2. à exceção da neoplasia do cólon (valor $p = 0,01$), todos os restantes modelos apresentam um ajustamento adequado. Este

facto pode resultar da sobredispersão identificada, superior no modelo não linear. A sobredispersão surge habitualmente quando se analisam dados provenientes de grandes RCBP (Hakulinen e Dyba, 1994).

Em igualdade de circunstâncias é preferível optar por um modelo linear nos coeficientes dada a sua maior interpretabilidade. Serão adotados os modelos lineares nos coeficientes para projeção. A Tabela 10 sintetiza o número de novos casos futuros diagnosticados.

Período		Tumor		
		Cólon	Estômago	Recto
2007	casos	2070	973	860
	IP	(1953;2187)	(898;1047)	(788;931)
	IC	(1994;2145)	(929;1016)	(817;902)
2008	casos	2141	951	867
	IP	(2014;2268)	(873;1029)	(791;944)
	IC	(2052;2230)	(902;1000)	(817;917)
2009	casos	2214	929	875
	IP	(2076;2352)	(848;1010)	(793;957)
	IC	(2111;2317)	(875;984)	(817;933)
2010	casos	2289	909	884
	IP	(2139;2439)	(825;993)	(796;972)
	IC	(2171;2407)	(849;969)	(818;950)

Tabela 10: Projeção de novos casos com cancro no período 2007 – 2010. Casos: estimativa pontual; IP: Intervalo de Predição; IC: Intervalo de Confiança. Coeficiente de confiança $1 - \alpha = 0.95$.

Os modelos preservam algum do comportamento da série histórica de dados. As Figuras 35, 36 e 37 ilustram as projeções obtidas. Verifica-se que os intervalos apresentados não apresentam grande discrepância no que concerne à amplitude. A Figura 38 permite dar não só uma visão global do número de casos futuros por neoplasia mas também o comportamento futuro da série histórica. As projeções efetuadas até à data não tiveram em conta o sexo. Como já visto em capítulos anteriores, a estratificação por sexo acaba por revelar comportamentos distintos numa mesma neoplasia. Em termos epidemiológicos é relevante saber em que género a carga da doença no futuro terá maior expressão e com que magnitude. No que diz respeito ao sexo, a Tabela 11 explicita os modelos ensaiados e respetivos ajustamentos.

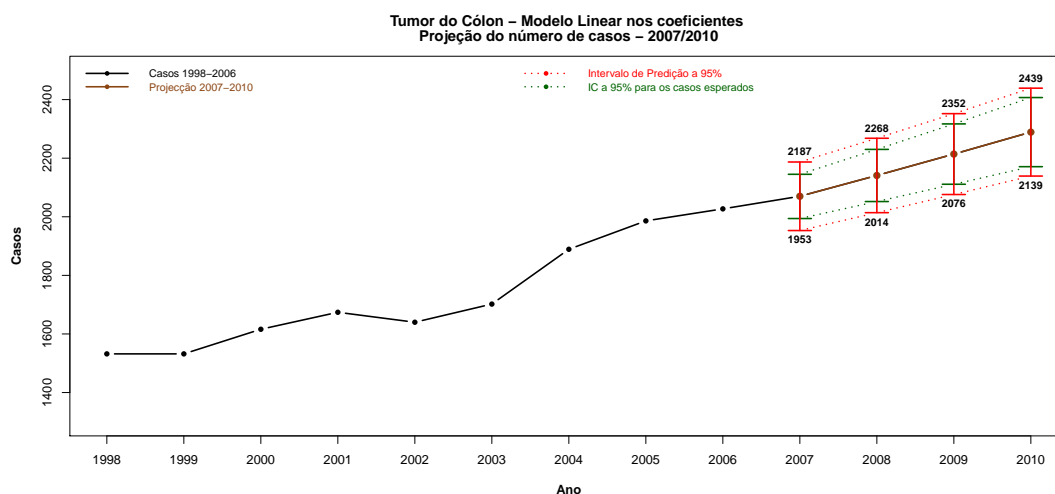


Figura 35: Projeção do número de casos diagnosticados com cancro do cólon no período 2007 – 2010. Foi adotado o modelo $E(M_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

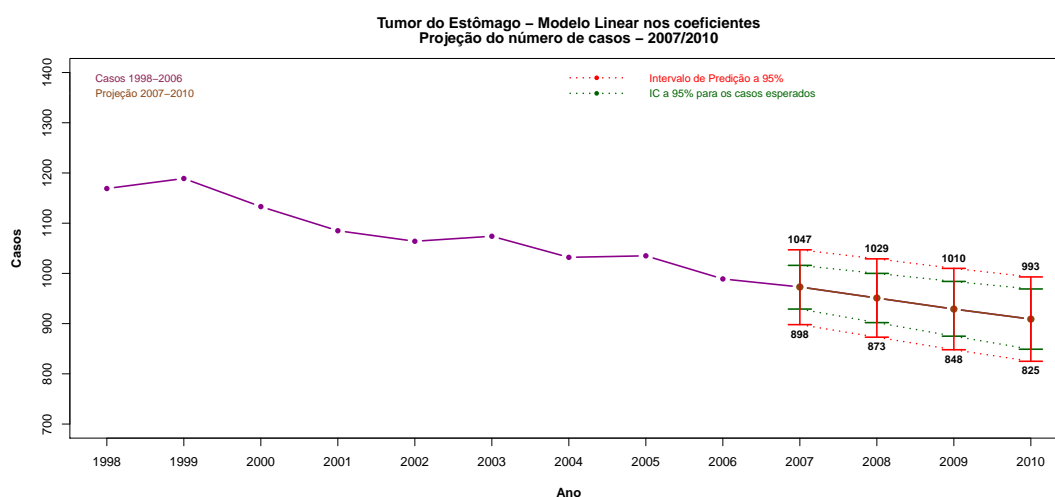


Figura 36: Projeção do número de casos diagnosticados com cancro do estômago no período 2007 – 2010. Foi adotado o modelo $\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

Da sua leitura, verifica-se que a estratificação por sexo conduziu a uma maior sobredispersão nos modelos, mais acentuada na neoplasia do cólon/estômago nos homens/mulheres. As projeções agora apresentadas serão confrontadas com os dados disponibilizados à data deste estudo pelo ROR-Sul relativos ao ano de 2007. Para os cancros em análise, os modelos lineares nos coeficientes apresentaram o melhor ajustamento. A Tabela 12 sumaria o respetivo número de casos diagnosticados por neoplasia e sexo. Finda a projeção do número de casos, procurou-se retratar como será a evolução das taxas de incidência de acordo com os modelos estudados (Dyba e Hakulinen, 2000).

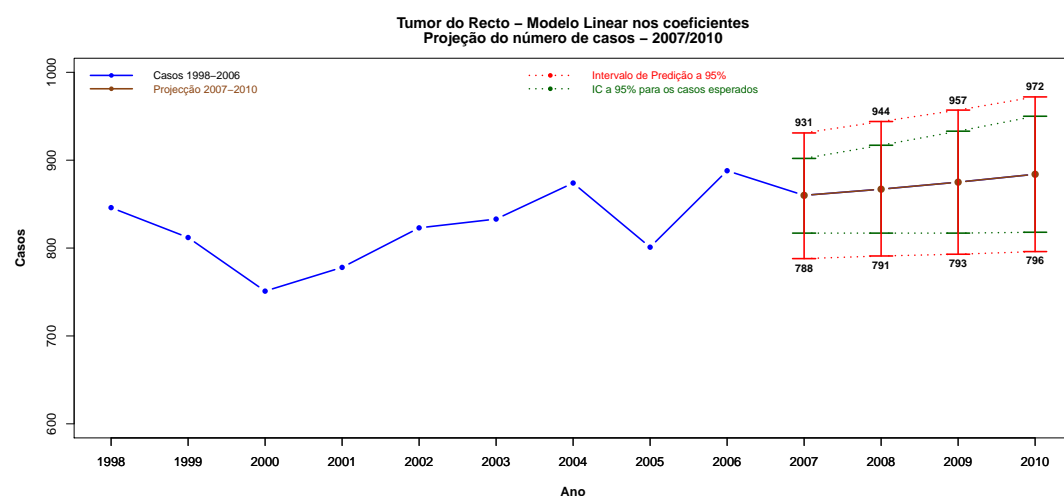


Figura 37: Projeção do número de casos diagnosticados com cancro do recto no período 2007 – 2010. Foi adotado o modelo $\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

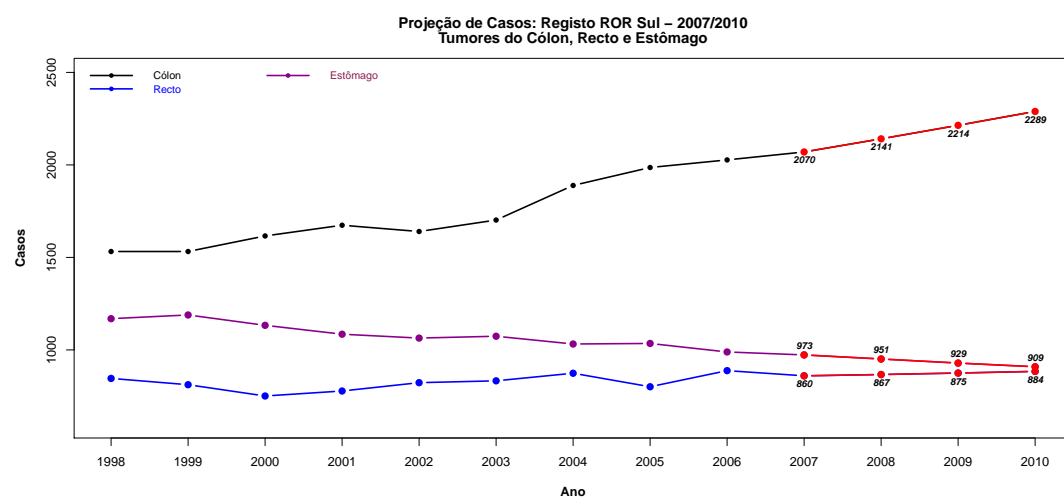


Figura 38: Projeção por neoplasia e por período do número de casos diagnosticados com cancro no período 2007 – 2010.

A Tabela 13 apresenta as taxas de projeção da incidência padronizada para o período 2007 – 2010. Como se pode constatar, os intervalos de confiança associados têm uma amplitude diminuta, o que vem reforçar a precisão da estimação pontual. As Figuras 39, 40 e 41 retratam o comportamento passado e futuro das taxas de incidência, por neoplasia e sexo, com os respetivos modelos adotados. Na Figura 42 é possível comparar as projeções da incidência de todas as neoplasias por sexo.

Tumor	tendência	Modelo	Sobre disp.	χ^2 de Pearson	gl	$P(\chi^2_{gl} > \chi^2)$	linear nos coef.	$ \chi^2 - gl $
Homens								
Cólon	↗	a	1,37	123,30	90	0,01	sim	33,30
Estômago	↘	b		70,70	90	0,93	sim	19,30
Recto	→	b	1,10	89,43	81	0,24	sim	8,43
Cólon	↗	c	1,47	149,56	102	<0,01	não	47,56
Estômago	↘	c		85,58	102	0,88	não	16,42
Recto	→	c	1,10	101,10	92	0,24	não	9,10
Mulheres								
Cólon	↗	a	1,17	105,69	90	0,12	sim	15,69
Estômago	↘	b	1,46	126,75	87	0,00	sim	39,75
Recto	→	b		66,74	82	0,89	sim	15,26
Cólon	↗	c	1,27	129,29	102	0,04	não	27,29
Estômago	↘	c	1,36	134,98	99	0,01	não	35,98
Recto	→	c		78,36	93	0,86	não	14,64

Tabela 11: Ajustamento dos modelos de projeção para o número de casos diagnosticados por tumor e por sexo no período 2007 – 2010. ↗ tendência crescente; ↘ tendência decrescente; → estável. a: $E(M_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot t$; b: $\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i \cdot t$; c: $E(M_{it}) = \alpha_i \cdot (1 + \beta \cdot t)$. Sobredispersão: quando presente é indicado o valor do coeficiente de dispersão. $|\chi^2 - gl|$: quanto menor, melhor será o ajustamento do modelo.

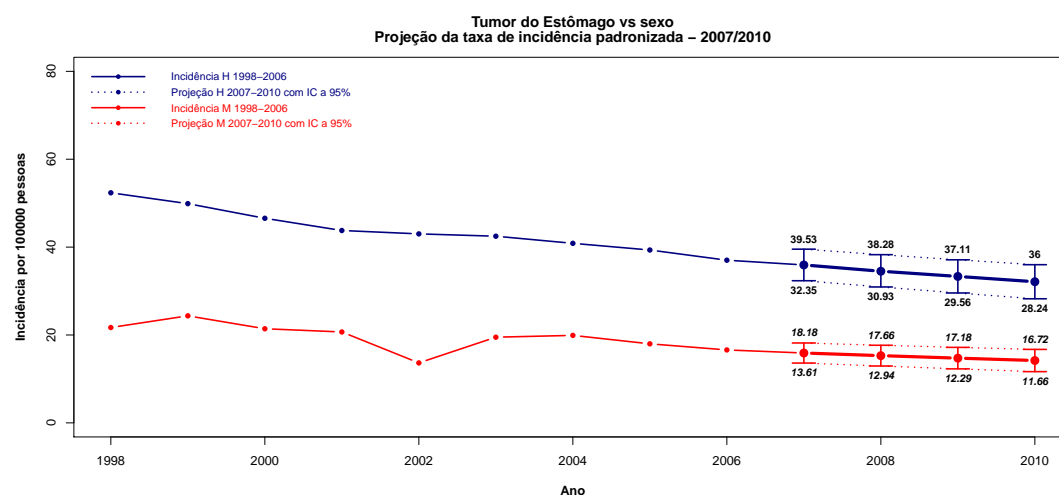


Figura 39: Câncer do estômago: projeção da taxa de incidência padronizada (população padrão europeia) obtida pelo modelo linear nos coeficientes para taxas decrescentes $\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

Numa primeira leitura, o comportamento das taxas de incidência do câncer do cólon na série histórica 1998 – 2006 presente na Figura 41 parece contrariar o estudo descritivo do mesmo presente no capítulo

Projeção do número de casos no período 2007 – 2010, por sexo

		Cólon	Estômago	Recto
Homens				
	casos	1181	602	546
2007	IP	(1093;1269)	(544;661)	(489;602)
	IC	(1125;1237)	(568;636)	(512;579)
	casos	1228	589	551
2008	IP	(1132;1323)	(527;650)	(490;612)
	IC	(1161;1294)	(550;627)	(511;591)
	casos	1172	575	557
2009	IP	(1172;1380)	(512;639)	(491;622)
	IC	(1199;1353)	(532;618)	(511;603)
	casos	1325	562	563
2010	IP	(1212;1438)	(496;629)	(493;633)
	IC	(1237;1413)	(515;611)	(510;615)
Mulheres				
	casos	889	361	316
2007	IP	(817;961)	(312;410)	(273;360)
	IC	(847;931)	(329;393)	(291;342)
	casos	914	354	319
2008	IP	(836;991)	(302;405)	(273;365)
	IC	(864;964)	(318;390)	(289;349)
	casos	939	347	322
2009	IP	(855;1022)	(292;402)	(272;372)
	IC	(881;997)	(345;349)	(287;357)
	casos	965	341	325
2010	IP	(875;1055)	(283;398)	(272;379)
	IC	(898;1031)	(339;343)	(285;366)

Tabela 12: Casos: estimaco pontual; IP: Intervalo de Predico; IC: Intervalo de Confiana. Coeficiente de confiana adotado $1 - \alpha = 0.95\%$. Nos arredondamentos foram consideradas zero casas decimais.

2, Figura 8 cujos valores podem ser consultados na Tabela 14. No estudo descritivo é conhecida a populao do registo e o nmero de casos diagnosticados com cancro no perodo 1998 – 2006 e foi

**Projeção da taxa de incidência padronizada, período 2007 – 2010,
por neoplasia e sexo.**

Período	Cólon	Tumor Estômago	Recto
Homens			
2007	69.15 (63.91;74.40)	35.94 (32.35;39.53)	36.41 (32.54;40.28)
2008	70.72 (65.11;76.34)	34.51 (30.93;38.28)	36.24 (32.16;40.31)
2009	72.3 (66.27;78.32)	33.33 (29.56;37.11)	36.08 (31.77;40.38)
2010	73.87 (67.41;80.32)	32.12 (28.24;36)	35.93 (31.37;40.49)
Mulheres			
2007	39.83 (36.38;43.27)	15.90 (13.61;18.18)	16.09 (13.76;18.42)
2008	40.18 (36.55;43.82)	15.30 (12.94;17.66)	15.93 (13.49;18.37)
2009	40.54 (36.68;44.40)	14.73 (12.29;17.18)	15.78 (13.22;18.35)
2010	40.90 (36.80;45)	14.19 (11.66;16.72)	15.65 (12.94;18.35)

Tabela 13: Taxa de incidência padronizada, tendo como referência a população europeia, e respetivos intervalos de confiança para um coeficiente de confiança $1 - \alpha = 0.95$.

utilizada a equação (12) na determinação da taxa de incidência padronizada (ver terceira coluna da Tabela 14).

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^J \frac{d_j}{n_j} \times n_j^*}{\sum_{j=1}^J n_j^*} \times k = \frac{E^*}{N^*} \times k. \quad (12)$$

Em ambos os denominadores estarão presentes a população em risco n_j , expressa em pessoas-ano (*pyrs*) e a população padrão N^* relativa a todos os grupos etários e que totaliza cem mil pessoas. Um aumento no denominador conduz a um decréscimo na taxa de incidência. Por sua vez, como é óbvio, quando são feitas projeções não é sabido a

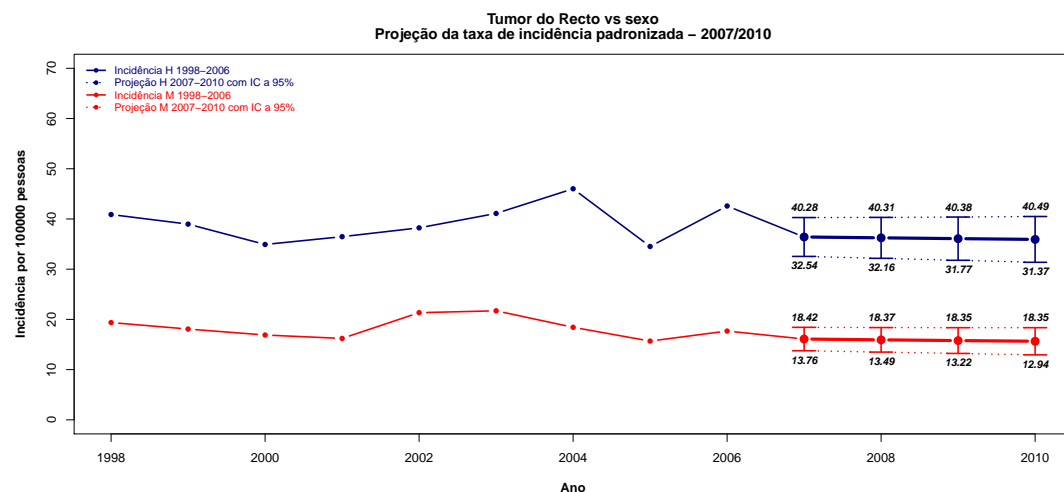


Figura 40: Cancro do recto: projeção da taxa de incidência padronizada (população padrão europeia) obtida pelo modelo linear nos coeficientes para taxas estáveis $\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

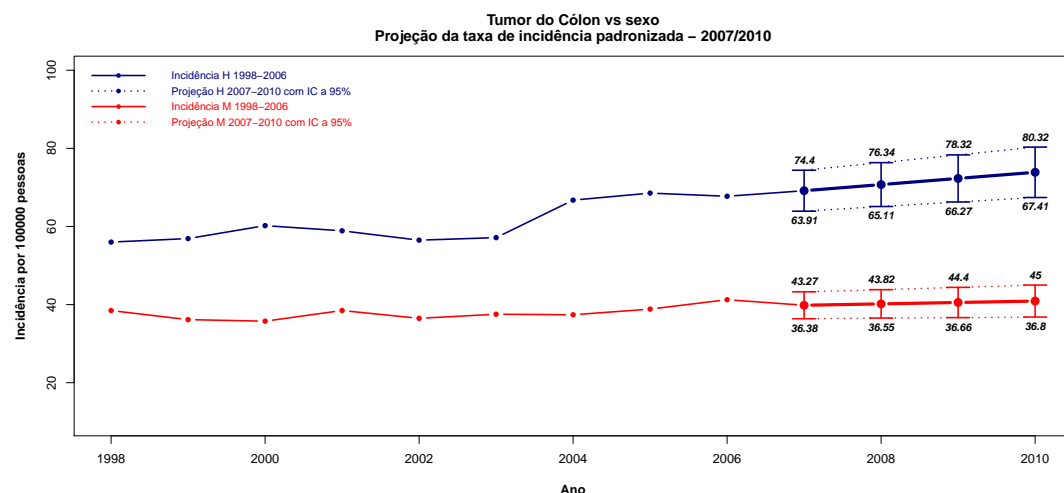


Figura 41: Cancro do cólon: Projeção da taxa de incidência padronizada (população padrão europeia) obtida pelo modelo linear nos coeficientes para taxas crescentes $E(M_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

priori o número de casos diagnosticados e portanto o número de pessoas-ano em risco é desconhecido. Adicionalmente as projeções realizadas consideraram apenas grupos etários com idade igual ou superior a 25 anos. Assim sendo, não figurando todos os grupos etários nas projeções, quer a população do registo quer a população padrão serão inferiores (e.g. $N^* = 64000$). O efeito simultâneo da utilização da população do registo em vez do número de pessoas-ano em risco e a não consideração dos grupos etários com idade inferior a 25 anos é ilustrado para o cancro do cólon na Tabela 14.

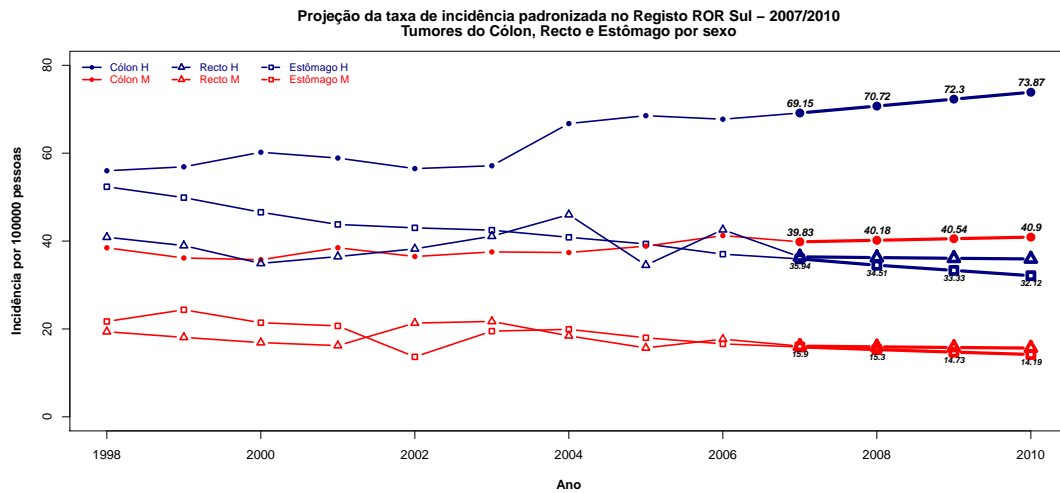


Figura 42: Projeção da taxa de incidência padronizada (população padrão europeia) obtida por modelos lineares nos coeficientes.

No cancro do recto², Figura 43, as projeções resultantes da modelação acompanham a série histórica com um ligeiro decréscimo em cada classe etária. O mesmo sucede no que diz respeito ao cancro do cólon, Figura 44, embora neste caso haja um acréscimo nas taxas projetadas com uma maior amplitude no sexo masculino. No cancro do estômago, mantém-se uma tendência decrescente no sexo masculino nas taxas de incidência no período de projeção, tendência essa contrariada pelo sexo oposto.

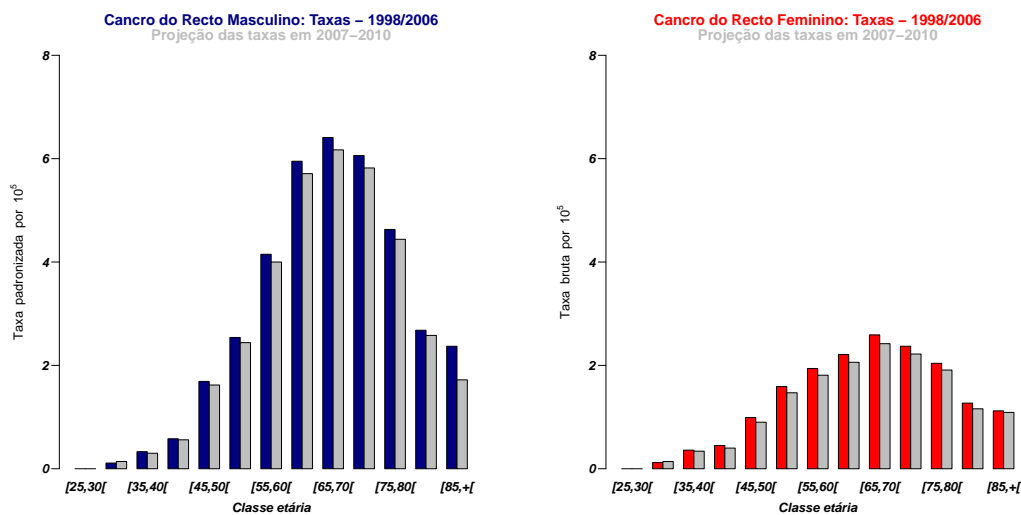


Figura 43: Taxas de incidência, por grupo etário e género, passadas e futuras, no cancro do recto. Foi adotado o modelo linear nos coeficientes $\ln[E(M_{it})] = \alpha_i + \beta_i t$.

² análogo para o estômago

Influência da estrutura etária e da população nas taxas de incidência

Incidência padronizada (ASR)			
Sexo	ano	pessoas-ano(pyrs)	Dyba (população do registo)
M	1998	15.74	56
A	1999	16.05	56.89
S	2000	17.04	60.65
C	2001	16.75	59.10
U	2002	15.92	56.84
L	2003	16.32	57.82
I	2004	19	67.14
N	2005	19.47	68.92
O	2006	19.24	67.85
	1998	25.11	38.62
F	1999	23.58	36.46
E	2000	23.11	35.83
M	2001	25.19	38.78
I	2002	23.97	36.85
N	2003	24.74	37.88
I	2004	24.44	37.52
N	2005	25.52	39.04
O	2006	26.83	41.92

Tabela 14: Terceira coluna: incidência expressa em 10^5 pessoas ano (*pyrs*); valores ilustrados na Figura 8 do capítulo 2 determinadas segundo a equação 12. Quarta coluna (Dyba): a população padrão terá um total de 64000 pessoas (total das classes etárias que figuram na população padrão) conduzindo aos valores da incidência padronizada presentes na Figura 42.

Como nota final, apresentam-se as projeções anuais no período 2007 – 2010 segundo o sexo, idade e neoplasia (Figuras 45, 46 e 47). Há uma correspondência entre as linhas tracejadas nos gráficos seguintes com as barras a cinza dos gráficos anteriores.

4.3.2 Modelos com funções suavizadoras

As projeções obtidas pelos modelos APC (Carstensen, 2011) reforçam as conclusões anteriores, permitindo ainda a visualização de mais um efeito temporal: o efeito geracional (efeito de coorte). Com o propósito de evitar uma narrativa semelhante, ilustrar-se-á a projeção da incidência do cancro do cólon no período 2007 – 2010. Na Figura 48, no que diz respeito ao efeito de coorte (centro) verifica-se

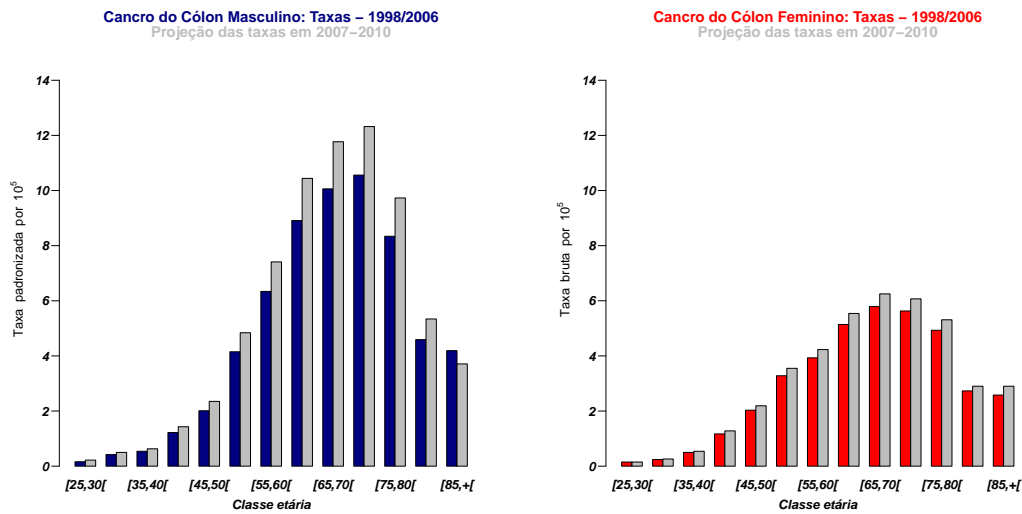


Figura 44: Taxas de incidência, por grupo etário e género, passadas e futuras, no cancro do cólon. Foi adotado o modelo linear nos coeficientes para taxas crescentes $E(M_{it}) = \alpha_i + \beta_i \cdot t$.

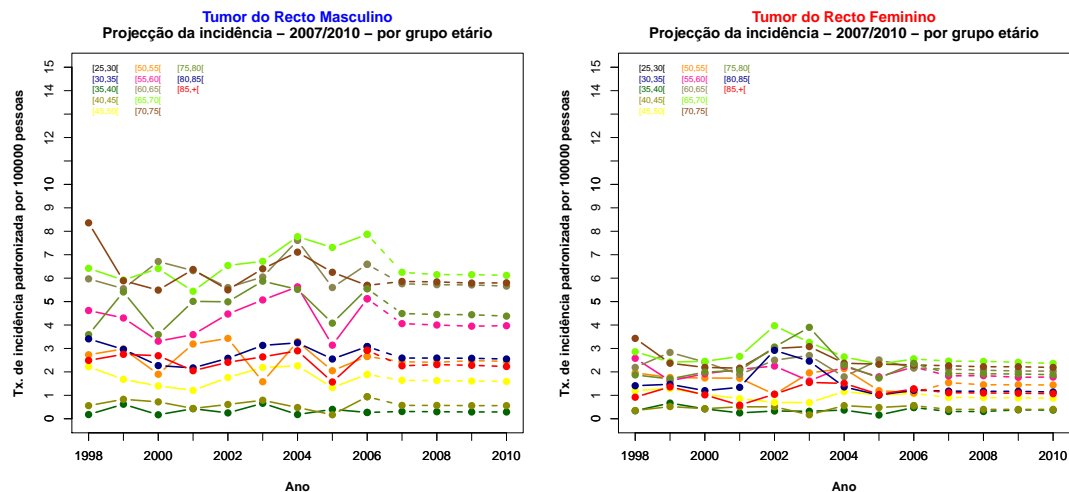


Figura 45: Projeção da incidência de cancro do recto para 2007 – 2010, segundo o sexo e grupo etário.

que após 1965 há um decréscimo contínuo nas taxas ainda que não de uma forma significativa e idêntica para ambos os géneros. Em relação ao efeito do período a tendência é oposta. Uma possível justificação reside na introdução de novos meios diagnóstico (*e.g.* colonoscopia), na realização de programas de rastreio. Adicionalmente, o avanço tecnológico é, por vezes, acompanhado por um retrocesso no estilo de vida (hábitos menos saudáveis) que muito contribui para o aumento das taxas. No que diz respeito ao efeito de coorte verifica-se que, até a geração de 1948 os *rate-ratios* evidenciam um fator protetor para os homens que perdura na projeção. No que diz respeito ao período o efeito não é assinalável embora a projeção em ambos os sexos indicie

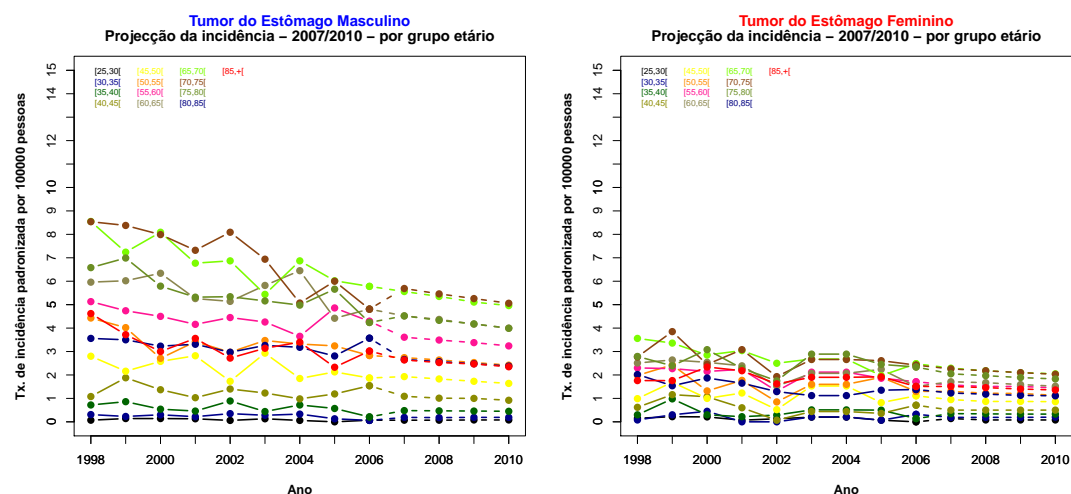


Figura 46: Projeção da incidência de cancro do estômago para 2007 – 2010, segundo o sexo e grupo etário.

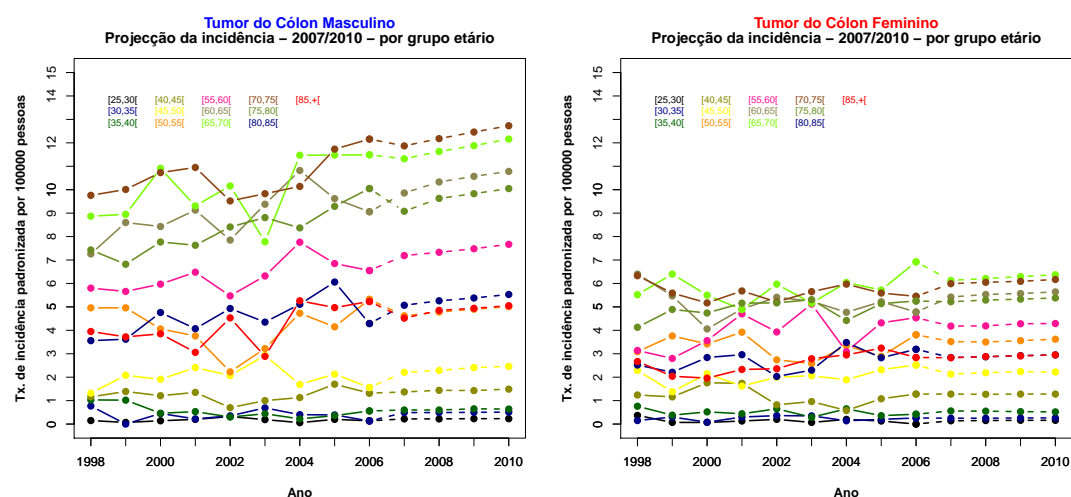


Figura 47: Projeção da incidência de cancro do cólon para 2007 – 2010, segundo o sexo e grupo etário.

um crescimento nas taxas.

Concluídas as projeções foram confrontados os resultados com a informação disponibilizada pelo registo ROR-Sul, à data do estudo, referente ao ano de 2007. A Tabela 15 sintetiza os resultados.

No cancro do cólon, o número de "casos reais" encontra-se dentro do intervalo de predição. Neste caso o modelo sobrestimou em 2% o número de casos. Nas neoplasias do estômago e recto, os modelos subestimaram em 9.8% e 21% respetivamente o número de casos. Em geral, todas as projeções prestam um contributo e merecem atenção. É de salientar que nos modelos lineares apenas figuram as variáveis idade e período. Um contributo para a exatidão dos estimadores seria a disponibilização da população afeta ao registo ROR-Sul com idade

Projeção de casos diagnosticados com cancro para o ano de 2007

	Tumor		
casos	Cólon	Estômago	Recto
projeção	2070	973	860
IP	(1953;2187)	(898;1047)	(788;931)
reais	2028	1079	1093

Tabela 15: Projeção: estimacão pontual; IP:Intervalo de Predicção.

superior a 85 anos em grupos etários. Uma vez que as projecções são um instrumento de inestimável valia para os decisores, é possível com base no número de casos previstos da Tabela 16 determinar o impacto económico³ destas neoplasias na área do registo ROR-Sul. Na hipótese de nenhum dos casos anteriores ter sido submetido a cirurgia, o custo direto para o Serviço Nacional de Saúde será superior a 71 milhões de euros à data atual. Não foram contemplados custos indiretos e intangíveis.

Tumor	2007	2008	2009	2010	Total
Cólon	2070	2141	2214	2289	8714
Recto	860	867	875	884	3486
Estômago	973	951	929	909	3762
Total	3903	3959	4018	4082	15962

Tabela 16: Projeção do número de casos de cancro no período 2007 – 2010 para as neoplasias em estudo.

³ abordagem de carácter genérico, tendo como representativos os preços definidos na portaria n. 839-A/2009, de 31 de Julho, para os Grupos de Diagnóstico Homogéneo-GDH's médicos, 172 e 173, que afectam um custo de 4457.26 euros para as neoplasias em estudo.

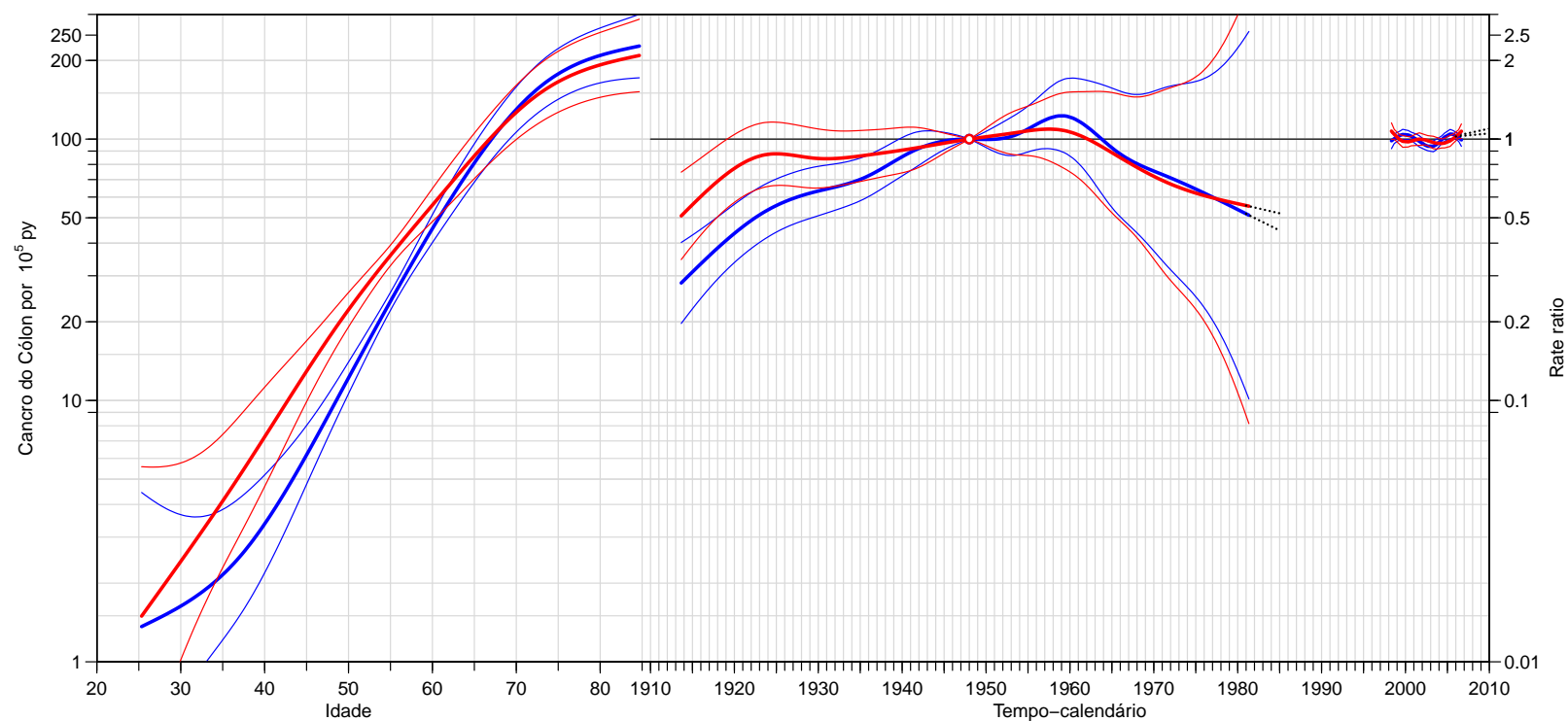


Figura 48: Projeção da taxa de incidência de cancro do cólon por modelos APC com recurso a funções suavizadoras com 5 e 10 nós respetivamente para a idade/período e coorte. Foi adotado 1948 como referência a mediana das coortes. A projeção das taxas para os anos 2007 a 2010. Extrapolou-se a tendência mais recente relativa aos períodos 2002 a 2006. À esquerda: efeito da idade. Ao centro: efeito de coorte. À direita: efeito do período.

SOBREVIVÊNCIA RELATIVA

CONTEXTUALIZAÇÃO

A sobrevivência é de importância ímpar em vários domínios e, em particular na oncologia onde constitui um instrumento de monitorização das atividades de controlo do cancro (Waterhouse et al., 1976). Neste contexto, a sobrevivência vem expressa por uma taxa (*survival rate*) que indica a percentagem de indivíduos, diagnosticados com cancro, vivos durante um período de acompanhamento. Este é, habitualmente, designado por período de *follow-up* em que são normalmente adotados horizontes temporais de cinco ou dez anos subdivididos em períodos anuais. Todavia, a morte de um doente com cancro poderá ficar a dever-se ao próprio cancro ou a outras causas (e.g. acidente de viação). Se a causa específica de morte não for conhecida, a taxa de sobrevivência deverá ser designada por taxa de sobrevivência global (*overall survival rate*), muito utilizada no prognóstico de neoplasias.

No entanto, uma questão pertinente e habitual no contexto clínico, reside em saber qual a contribuição da neoplasia em si para o tempo de sobrevivência do doente. Nesse sentido, a mortalidade por causa específica é habitualmente utilizada para estimar a mortalidade atribuível apenas ao cancro em estudo (*net survival*). Porém, existem muitas situações em que a causa de morte é desconhecida e, mesmo que esta informação esteja disponível através dos certificados de óbito, não é fácil distinguir os casos em que a principal causa de morte é devida ao cancro. Assim sendo, a sobrevivência relativa surge como uma medida objetiva que não necessita do conhecimento da causa específica de morte para o seu cálculo e dar-nos-á uma estimativa da *net survival*, isto é, da probabilidade de sobrevivência caso o cancro em análise, num cenário hipotético, seja a única causa de morte (Pokhrel e Hakulinen, 2008). Permite, assim, quantificar diferenças na mortalidade por causas de morte que não o cancro (Ederer et al., 1961) e ainda ser utilizada como um indicador da eficácia do tratamento oncológico.

5.1 OBJETIVO

O presente capítulo tem como objetivo introduzir os conceitos inerentes à sobrevivência relativa e, com base no RCBP ROR- Sul, estimar a sobrevivência relativa de doentes diagnosticados com cancro do estômago e colo-rectal, num período de *follow-up* de

cinco anos tendo, como base, respetivamente, 11859 e 21575 casos diagnosticados em 1998 – 2006. Procurar-se-á identificar a existência de diferenças significativas na sobrevivência relativa quanto ao tipo de neoplasia, grupo etário, género, tempo de *follow-up* e região geográfica inserida no ROR-Sul.

5.2 SOBREVIVÊNCIA RELATIVA

Seja T a variável aleatória que representa o tempo decorrido entre a data de diagnóstico de cancro e a data de morte do doente. A função de sobrevivência acumulada $S(t)$ representa a probabilidade de um doente sobreviver para além do instante t , ou seja:

$$S(t) = P(T > t).$$

A função de sobrevivência relativa acumulada $S^R(t)$ define-se pelo quociente de funções de sobrevivência (Ederer et al., 1961):

$$S^R(t) = \frac{S_O(t)}{S_E(t)}, \quad (13)$$

onde $S_O(t)$ representa a sobrevivência observada acumulada até ao instante t no grupo de doentes com cancro enquanto $S_E(t)$ representa a sobrevivência esperada acumulada até ao instante t num grupo semelhante da população geral (*e.g.* com igual idade, sexo) livre da doença, designado por grupo de correspondência (*matching group*).

Da equação (13) resulta que $S^R(t)$ só admite valores positivos sendo habitualmente expressa em percentagem (SR). Usualmente, a SR toma valores inferiores a 100%, refletindo o excesso de mortalidade nos doentes diagnosticados com cancro face à restante população considerada livre da doença. Menos usual é o caso de valores de SR superiores a 100% que podem, esporadicamente, resultar da potencial cura dos doentes ou da sua maior monitorização comparativamente à restante população. Para além da SR, define-se também a sobrevivência absoluta (SA) que representa a percentagem de doentes que ainda estarão vivos num dado período de *follow-up* após o diagnóstico de cancro.

Por exemplo, uma taxa de SA de 75%, significa que 75 em cada 100 pessoas diagnosticadas com um cancro irão sobreviver no período de *follow-up* de 5 anos após o diagnóstico. Contrariamente à SA, a SR considera que apenas uma parte da mortalidade nos doentes oncológicos é atribuível ao próprio cancro, ficando a restante a dever-se a outras causas. Assim, para um período de *follow-up* de 5 anos, uma SR de 75% significa que a percentagem de doentes que sobreviverão a um cancro cinco anos após o seu diagnóstico

corresponde a 75% da percentagem de sobreviventes esperada numa população com iguais características e livre de cancro. Como já referido, a SR reflete o excesso de mortalidade ¹ ligada ao cancro em apreço.

No que se segue para evitar pesar a notação, e desde que não haja confusão, utiliza-se a mesma notação para estimador e sua estimativa.

5.2.1 Cálculo da sobrevivência observada

Define-se sobrevivência observada como a probabilidade de sobrevivência, a qualquer causa de morte, num grupo de pacientes diagnosticados com cancro (Cho et al.,2011). São usualmente utilizados dois métodos na sua estimação: o método atuarial e o método de transformação do risco.

No método atuarial, a probabilidade de sobreviver no intervalo de tempo i , $p_{i,1}$, é estimada por:

$$p_{i,1} = 1 - \frac{d_i}{l_i - \frac{w_i}{2}} = 1 - \frac{d_i}{l'_i}, \quad (14)$$

onde d_i é o número de mortes no intervalo i independentemente de terem resultado da doença ou provocados por causas não relacionadas, w_i é o número de indivíduos censurados no intervalo i e l_i é o número de indivíduos em risco nesse intervalo. Consideram-se indivíduos censurados aqueles que durante o tempo de *follow-up* apresentaram uma das seguintes condições: não morreram, abandonaram o estudo, foram perdidos ou deixaram de ser acompanhados. O termo $l_i - \frac{w_i}{2} = l'_i$ é considerado como o número de indivíduos efetivamente em risco no intervalo i e assume que os indivíduos censurados estão em risco em metade do intervalo.

O método de transformação do risco é utilizado quando é conhecido o tempo exato de cada indivíduo em estudo e a probabilidade $p_{i,1}$ é estimada por:

$$p_{i,1} = \exp\left(-\frac{d_i}{Y_i} k_i\right), \quad (15)$$

onde Y_i é o tempo total em risco no intervalo i expresso em pessoas-tempo (*person-time*), k_i é a amplitude (em anos) do intervalo i .

¹ Por exemplo, se a taxa de mortalidade for de 10 pessoas por 100 habitantes no grupo de doentes com cancro e, se na população de referência essa taxa for de 1 pessoa por 100 habitantes, o número de óbitos por causa específica de cancro (*excess hazard rate*) será de 9 pessoas por 100 habitantes.

A sobrevivência observada acumulada até ao fim do intervalo i é dada por:

$$p_i = \prod_{j \leq i} p_{j,1} = S_O(i). \quad (16)$$

A variância da sobrevivência observada no intervalo i é estimada introduzindo o número efetivo de indivíduos em risco l'_i na fórmula de Greenwood (Moeschberger e Klein, 2003):

$$V[p_{i,1}] = p_{i,1}^2 \left(\frac{d_i}{l'_i (l'_i - d_i)} \right). \quad (17)$$

A variância da sobrevivência observada acumulada no intervalo i é estimada por:

$$V[p_i] = p_i^2 \left(\sum_{j \leq i} \frac{d_j}{l'_j (l'_j - d_j)} \right). \quad (18)$$

5.2.2 Estimação da sobrevivência esperada

Define-se sobrevivência esperada como a probabilidade de sobrevivência num grupo da população geral, semelhante ao grupo de doentes, mas livre da doença (Cho et al., 2011). Para estimar a sobrevivência esperada, dada a dificuldade em obter uma coorte de indivíduos sem cancro, é necessário recorrer a tábuas de mortalidade através de métodos que diferem entre si quanto ao tempo em que cada doente é considerado estar em risco. Apesar das tábuas de mortalidade considerarem mortes pelo cancro em estudo, ainda assim, Ederer et al. (1961) mostram que tal facto é irrelevante na medida em que estas mortes constituem uma ínfima parte da mortalidade global. Serão apresentados três métodos para a estimação da sobrevivência esperada: método Ederer I, método Ederer II e o método de Hakulinen.

No método Ederer I (Ederer et al., 1961) a estimativa da probabilidade esperada do doente j sobreviver até ao final do intervalo i , $p_i^*(j)$, é calculada pelo produto das estimativas $p_{k,1}^*(j)$ obtidas para o intervalo k ($k = 1, \dots, i$) a partir das tábuas de mortalidade no grupo de correspondência, ou seja:

$$p_i^*(j) = \prod_{k \leq i} p_{k,1}^*(j). \quad (19)$$

A sobrevivência esperada acumulada até ao final do intervalo i é dada por:

$$p_i^* = \frac{\sum_{j=1}^{l_1} p_i^*(j)}{l_1} = S_E(i), \quad (20)$$

onde l_1 representa o número de doentes em risco ao início do primeiro intervalo. O método Ederer I assume tempos de *follow-up* iguais para todos os indivíduos e considera que os indivíduos no grupo de correspondência (*matching individuals*) estão em risco permanente, independentemente da morte ou censura do doente.

O método Ederer II (Ederer e Heise, 1959) é mais flexível que o anterior por permitir tempos de *follow-up* distintos. São considerados em risco os indivíduos do grupo de correspondência até que o respetivo doente associado faleça ou seja censurado. Desta forma, a estimativa da sobrevivência esperada no intervalo k terá apenas em conta os doentes em risco ao início deste intervalo.

$$p_{k,1}^* = \sum_{j=1}^{l_k} \frac{p_{k,1}^*(j)}{l_k}. \quad (21)$$

A sobrevivência esperada acumulada até ao término do intervalo i é então estimada por:

$$p_i^* = \prod_{k \leq i} p_{k,1}^* = S_E(i). \quad (22)$$

Por último, no método de Hakulinen (Hakulinen, 1982) se o tempo de sobrevivência de um doente é censurado também o será o do respetivo indivíduo no grupo de correspondência; no entanto, se um doente morre considera-se em risco até ao fim do estudo o respetivo indivíduo no grupo de correspondência².

Os referidos métodos produzem estimativas idênticas quando o período de *follow-up* é inferior a 10 anos [Sankaranarayanan e Swaminathan (2011), Sandin (2008)]. Neste estudo, foram adotados os métodos Ederer II e Hakulinen baseados nas tábuas de mortalidade disponibilizadas pelo INE relativas ao período 1998 – 2010, estratificadas por sexo, região³ e grupos etários anuais dos 0 aos 99 anos.

² para uma descrição mais detalhada consultar Hakulinen (1982).

³ segundo o local de residência NUTS-2002, para as regiões que constituem o registo ROR-Sul: Lisboa, Alentejo, Algarve e Região Autónoma da Madeira (RAM).

5.2.3 Determinação da variância de $S^R(t)$

Uma vez que a variância de $S_E(t)$ é reduzida quando comparada com a variância de $S_O(t)$, assume-se que $S_E(t)$ é constante. Assim, pelas propriedades da variância tem-se que:

$$\text{Var}[S^R(t)] = \text{Var}\left[\frac{S_O(t)}{S_E(t)}\right] = \frac{1}{(S_E(t))^2} \text{Var}[S_O(t)] \quad (23)$$

onde $\text{Var}[S_O(t)]$ é determinada pela expressão (18). O conhecimento de $\text{Var}[S^R(t)]$ irá permitir a construção de intervalos de confiança, na forma usual, posteriormente apresentados.

5.3 MODELOS DE REGRESSÃO DE SOBREVIVÊNCIA RELATIVA

O risco individual de cada doente $\lambda_O(t)$ (*overall hazard rate*) é expresso em função do risco esperado $\lambda_P(t)$ (devido à sua idade, sexo, ano de diagnóstico ou outra combinação de variáveis incluídas nas tábuas de mortalidade) e do risco específico de cancro $\lambda_E(t)$ também designado por excesso de risco. A forma como $\lambda_O(t)$ é decomposto irá ditar a natureza do modelo. Se expresso numa soma de riscos, $\lambda_O(t) = \lambda_P(t) + \lambda_E(t)$, então tratar-se-á de um modelo aditivo; se expresso num produto de riscos, $\lambda_O(t) = \lambda_P(t) \cdot \lambda_E(t)$, então teremos um modelo multiplicativo. Os modelos multiplicativos não assumem que o risco observado $\lambda_O(t)$ seja sempre superior ao risco da população $\lambda_P(t)$. Tal facto justifica a maior empregabilidade dos modelos aditivos na investigação oncológica, acrescido do facto destes últimos modelos serem mais intelegíveis. Para ajustar os modelos aditivos existem três abordagens:

- I método de sobrevivência aditivo de [Hakulinen e Tenkanen \(1987\)](#);
- II modelos de regressão de Poisson ([Dickman et al., 2004](#));
- III modelo de sobrevivência aditivo de Estève ([Estève et al., 1990](#)).

No que diz respeito ao modelo multiplicativo, o modelo de Andersen é o mais utilizado ([Andersen et al., 1985](#)). Recentemente foi proposto o modelo transformado que não tem subjacente qualquer relação entre os riscos [[Stare et al. \(2005\)](#), [Pohar e Stare \(2006, 2007\)](#)]; onde os tempos de sobrevivência de todos os indivíduos são transformados numa escala diferente (tendo em conta a mortalidade da população) e analisados posteriormente através de modelos de análise de sobrevivência habituais. Uma descrição detalhada dos referidos modelos poderá ser consultada nas respectivas referências bibliográficas dos autores proponentes. No presente estudo, foram implementados os modelos aditivos⁴.

⁴ foram ensaiados os restantes modelos sem qualquer ganho adicional de resultados.

A análise efetuada pelos modelos de regressão de sobrevivência relativa é designada por abordagem por modelos (*Model Based approach-MB*) [Holleczek et al., 2009]. Estes modelos de regressão contemplam como covariáveis as indicatrizes dos anos de *follow-up*, a região, o sexo e o grupo etário. Caso nos referidos modelos a única covariável presente seja os anos de *follow-up*, iremos obter resultados equivalentes à abordagem convencional (*Conventional approach-C*) [Brenner et al., 2002].

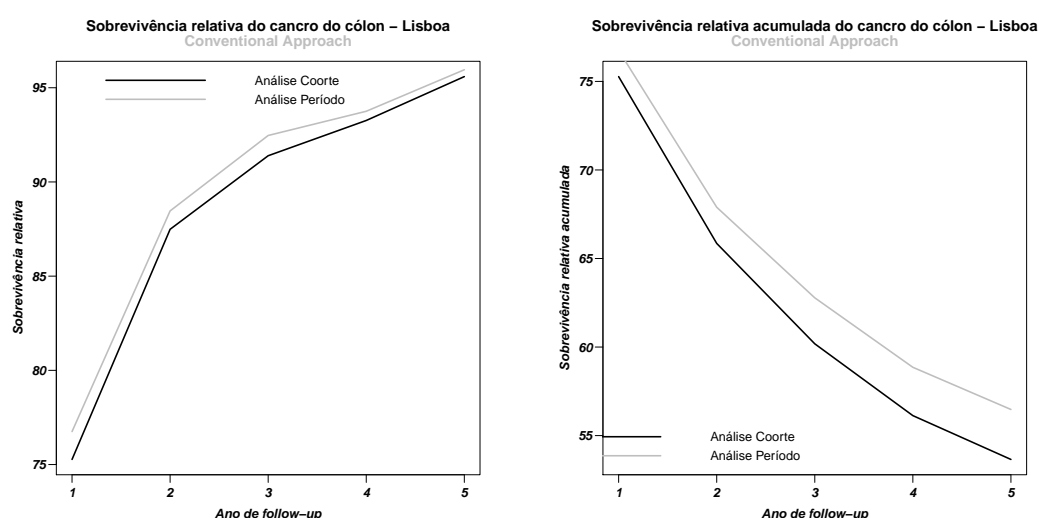


Figura 49: Sobrevivência relativa correspondente ao cancro do cólon para um *follow-up* de 5 anos - abordagem convencional. Poderá ser tida em linha de conta a análise por coorte ou por período.

Como se pode verificar na Figura 49, na análise por período as taxas de sobrevivência estimadas são superiores, reflexo do progresso na oncologia e da inclusão no seu cálculo de doentes de diversas faixas etárias (em oposição à análise por coorte) para um período fixo.

Estes modelos, propostos por Holleczeck e Brenner (2013) podem contemplar, como já referido, várias covariáveis. No entanto, para simplicidade de raciocínio iremos apenas considerar os preditores ano de *follow-up* y e grupo etário agr . Sejam:

- $d_{y,agr}$ o número de óbitos no ano de *follow-up* y e grupo etário agr ;
- $l_{y,agr}$ o número de pessoas em risco no ano de *follow-up* y e grupo etário agr ;

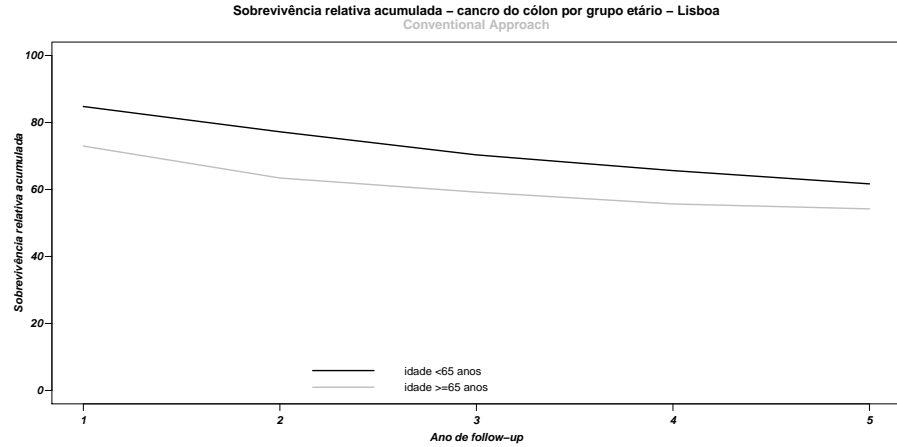


Figura 50: Sobrevivência relativa acumulada (SRA) para a neoplasia do cólon. Verifica-se que o grupo etário mais velho tem associado a uma SRA inferior como seria *a priori* expectável.

- $e_{y,agr}$ o número esperado de óbitos no ano de *follow-up* y e grupo etário agr ;
- $\lambda_{y,agr}$ a taxa de mortalidade no ano de *follow-up* y e grupo etário agr .

De uma forma abreviada, o modelo proposto terá como variável resposta o número de óbitos para cada combinação ano de *follow-up* e grupo etário:

$$d_{y,agr} = f(y,agr). \quad (24)$$

No presente modelo:

1. assume-se que $d_{y,agr}$ segue uma distribuição de Poisson com parâmetro $\mu_{y,agr} = \lambda_{y,agr} \times l_{y,agr}$;

2. a função de ligação é $\ln(\mu_{y,agr} - d_{y,agr}^*)$ onde

$$d_{y,agr}^* = - \left(l_{y,agr} - \frac{d_{y,agr}}{2} \right) \times \ln \left(\frac{(l_{y,agr} - e_{y,agr})}{l_{y,agr}} \right); \quad (25)$$

3. o *offset* do modelo é $\ln \left(l_{y,agr} - \frac{d_{y,agr}}{2} \right)$;

4. assume-se que o excesso de risco (*excess hazard rate*) se mantém constante em cada intervalo anual de *follow-up*.

Com base na informação anterior, para um *follow-up* de 5 anos, o modelo proposto terá a forma:

$$\ln(\mu_{y,agr} - d_{y,agr}^*) = \ln \left(l_{y,agr} - \frac{d_{y,agr}}{2} \right) + \sum_{y=1}^5 \alpha_y x_y + \beta x_{agr}, \quad (26)$$

com o vetor das covariáveis representado por $\mathbf{x} = (x_y, x_{agr})$, α_y o coeficiente associado ao ano de *follow-up* y e β o coeficiente associado ao grupo etário (agr)⁵. A notação adotada está presente em [Holleczek et al. \(2009\)](#) e [Holleczek e Brenner \(2013\)](#).

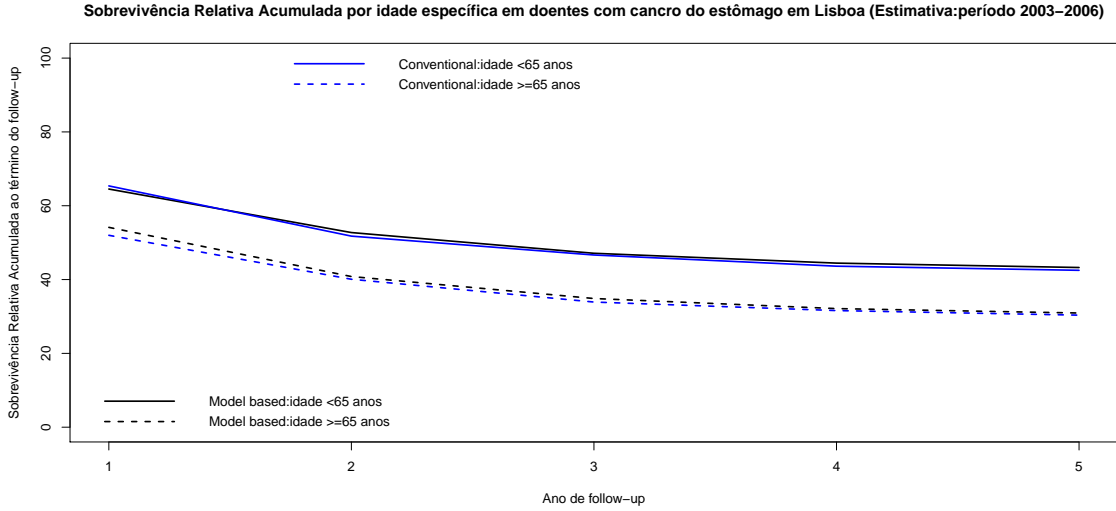


Figura 51: Na análise por modelos, verifica-se que a SRA é superior em ambos os grupos etários. A pequena diferença nos valores estimados em ambas as abordagens é justificada pela inclusão de apenas um preditor adicional (grupo etário).

5.3.1 Interpretação dos coeficientes do modelo de regressão da SR

A leitura dos coeficientes do modelo de SR passa pela dupla exponenciação dos mesmos. A título de exemplo e para simplicidade de raciocínio, considere-se um modelo com dois preditores, a saber: tempo de *follow-up* y e grupo etário com duas categorias ($agr=0$: <65 anos, 1 : ≥ 65 anos). A SR no grupo de doentes mais jovem para o ano de *follow-up* y é:

$$r_{y,agr=0} = \exp(-\exp(\alpha_y)), \quad (27)$$

enquanto que no grupo etário mais velho será:

$$r_{y,agr=1} = \exp(-\exp(\alpha_y + \beta)). \quad (28)$$

A SR acumulada para um *follow-up* de 5 anos para o i -ésimo grupo etário, é dada por:

$$R_{y,agr\ i} = \prod_{y=1}^5 r_{y,agr\ i}. \quad (29)$$

⁵ para dois ou mais grupos etários a categoria de referência é sempre a classe mais jovem.

Os modelos de regressão podem basar-se em tábuas de mortalidade por coorte (*cohort life tables*) ou por período (*period life tables*). A primeira destas abordagens dá origem a estimativas da sobrevivência baseadas em anos longínquos. Este facto não permite traduzir o progresso recente nas taxas de sobrevivência (*e.g.* o reflexo de avanços na deteção e tratamento do cancro). Em oposição, a abordagem através de tábuas por período irá contemplar doentes de todas as idades em períodos recentes, tornando mais atuais as estimativas de sobrevivência. Por ilustrar a diferença entre as duas abordagens, optou-se pela segunda sendo então doravante designada de análise por período.

5.4 ANÁLISE POR PERÍODO

A análise por período, proposta há duas décadas [15, 16], origina estimativas de sobrevivência a longo prazo de doentes recentemente diagnosticados mais atualizadas e permite uma deteção precoce de alterações recentes na sobrevivência. Esta metodologia tem sido amplamente testada e generalizada entre os RCBP. Para proceder a esta análise é necessário fixar um intervalo de tempo. A determinação deste intervalo deve ser feita tendo em conta a informação mais recente disponibilizada pelo registo oncológico e que permita maximizar o número de anos de diagnóstico [Brenner et al. (2004b), Holleczeck e Brenner (2013), Brenner e Gefeller (1996), Brenner e Hakulinen (2002)]. Neste estudo, este intervalo de tempo corresponde aos anos de 2003 – 2006 onde estão contemplados todos os anos de diagnóstico (1998 a 2006) para as referidas neoplasias conforme ilustrado na Figura 52.

De acordo com a análise por período, a contribuição de cada doente para o número observado de pessoas em risco (*person time*), mortes e número esperado de óbitos na ausência de cancro, são determinados para cada ano de *follow-up* dentro do período em análise (2003 – 2006). Posteriormente serão reunidos e utilizados na estimação da sobrevivência. A estimativa da sobrevivência esperada baseou-se nas tábuas de mortalidade referentes à população subjacente à área do registo ROR-Sul, estratificadas por sexo, idade, ano (1998 a 2006) e região (Alentejo, Algarve, Lisboa e RAM).

A análise por período, não foi no passado implementada devido à escassez de *software* específico. No entanto, devido a um maior desenvolvimento nesta área, novos modelos baseados na análise período utilizando a estrutura dos modelos lineares generalizados foram propostos (Holleczeck e Brenner, 2013).

<u>Ano de diagnóstico</u>	<u>Follow-up</u>									
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
	1998	1	1/2	2/3	3/4	4/5	5			
	1999		1	1/2	2/3	3/4	4/5	5		
	2000			1	1/2	2/3	3/4	4/5	5	
	2001				1	1/2	2/3	3/4	4/5	5
	2002						1/2	2/3	3/4	4/5
	2003						1	1/2	2/3	3/4
	2004							1	1/2	2/3
	2005								1	1/2
2006									1	

Figura 52: A figura ilustra a vantagem da análise por período (caixa azul) face à análise por coorte (caixa laranja). No conjunto de dados em análise, para um *follow-up* de 5 anos, a análise por coorte só poderá contemplar casos diagnosticados com cancro até ao ano de 2001 (inclusive), ao passo que a análise por período irá contemplar todos os anos de diagnóstico. Através da análise por período, é possível estimar as taxas de sobrevivência para um *follow-up* de 5 anos também para os doentes diagnosticados entre 2003 a 2006, o que não seria possível obter pela análise por coorte (método tradicional) antes do final de 2011.

5.5 RESULTADOS

Para que haja consistência nos resultados da SR é necessário que a informação oriunda dos RCBP cumpra o seguinte critério: a percentagem de registos cuja data de diagnóstico de cancro seja coincidente com a data do certificado de óbito (DCO-*Death Certificate Only*) não poderá ultrapassar 15% do número total de casos ([German Centre for Cancer Registry Data, 2013](#)). No presente estudo, o número total de casos diagnosticados no período 1998 – 2006 para os cancros do cólon, estômago e recto foi respetivamente de 14149, 11859 e 7426, onde 0.7%, 0.86% e 0.33% correspondem respetivamente a DCOs, o que permitiu prosseguir a análise. Os referidos casos devem ser excluídos uma vez que o tempo de *follow-up* é nulo, não trazendo qualquer contributo ao estudo ([Holleczek e Brenner, 2013](#)).

Dado ser esta a primeira vez no estudo que a componente geográfica será abordada, justifica-se uma análise exploratória que permita quantificar o número de casos diagnosticados por neoplasia e região (Fig. 53 e Tabela 17). Merece destaque o cancro do cólon na região de Lisboa com o maior número de casos diagnosticados.

Casos de cancro do cólon, estômago e recto diagnosticados na área abrangente pelo ROR Sul

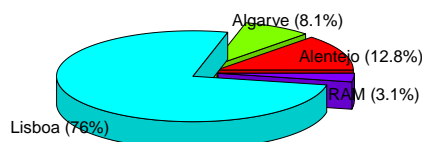


Figura 53: O número de casos diagnosticados com cancro nas regiões do Alentejo, Algarve, Lisboa e RAM foram, respetivamente, 4255 (12.8%); 2682 (8.1%); 25255 (76%) e 1015 (3.1%).

Tumor	Alentejo	Algarve	LVT	RAM
Cólon	1640	1153	10892	364
Estômago	1569	946	8846	396
Recto	1046	583	5517	255

Tabela 17: Número de casos de cancro diagnosticados por neoplasia e por região.

A determinação da SR teve como base o pacote periodR [[Holleczek et al. \(2009\)](#), [Holleczek e Brenner \(2013\)](#)]. Os resultados apresentados

contemplam os modelos aditivos e a utilização do método EDERER II. Foram considerados na análise doentes com idades à data do diagnóstico compreendidas entre os 15 e os 99 anos. A adoção deste critério é justificado por duas razões:

- as tábuas de mortalidade disponibilizadas pelas estatísticas oficiais do INE contemplam idades até aos 99 anos;
- o estudo pautou-se pelas normas internacionais, *International Cancer Survival Standards* (ICSS), que definem quatro grupos etários: 15 – 44; 45 – 54; 55 – 64; 65 – 74 e 75⁺ anos (Brenner et al., 2004a).

Verificada a elegibilidade da informação, foram identificados 6 doentes com cancro do estômago com idade inferior a 15 anos. Em conformidade com o ICSS tais casos foram excluídos, incidindo o estudo da SR em 33201 doentes. Numa fase inicial, foi dicotomizada a variável idade à data do diagnóstico em duas categorias: inferior a 65 anos e com 65 e mais anos, assumindo-se a primeira como a categoria de referência⁶. Em seguida determinaram-se as estimativas da SR para cada um dos grupos etários para um *follow-up* de 5 anos tendo em conta a análise por período.

5.6 ABORDAGEM CONVENCIONAL POR NEOPLASIA E REGIÃO

Na presente seção, a abordagem convencional irá procurar descrever a sobrevivência por tipo de neoplasia, região e grupo etário. Em termos clínicos, a SRA possui interesse acrescido face a SR uma vez que a sua estimativa à data de término do *follow-up* tem em conta a SR determinada em *follow-up*'s anteriores.

5.6.1 Cancro do cólon

Da leitura da Figura 54 poderemos retirar as seguintes conclusões:

- é na região de Lisboa que ambas as faixas etárias apresentam um comportamento idêntico patente no paralelismo das curvas da SRA, com o grupo etário mais jovem a registar uma sobrevivência superior. Na globalidade, é a região que apresenta a SRA mais elevada no término do *follow-up*;
- a RAM, em termos globais, é a região que possui o pior prognóstico de sobrevivência em ambos os grupos etários no término do *follow-up*. Tal como na região de Lisboa, o cancro do cólon na RAM apresenta também um comportamento idêntico em ambos os grupos etários;

6 codificação da idade (0:< 65 anos; 1:≥65 anos).

- a região do Algarve é a única onde o grupo etário mais velho apresenta melhor prognóstico de sobrevivência face ao grupo mais jovem. A inflexão desta tendência dá-se entre o segundo e o terceiro anos de *follow-up*. O Algarve regista no grupo etário mais jovem o pior prognóstico de sobrevivência no final do período de acompanhamento;
- o Alentejo é a região em que o grupo etário mais jovem, até ao terceiro ano de *follow-up*, apresenta o prognóstico de sobrevivência mais favorável.

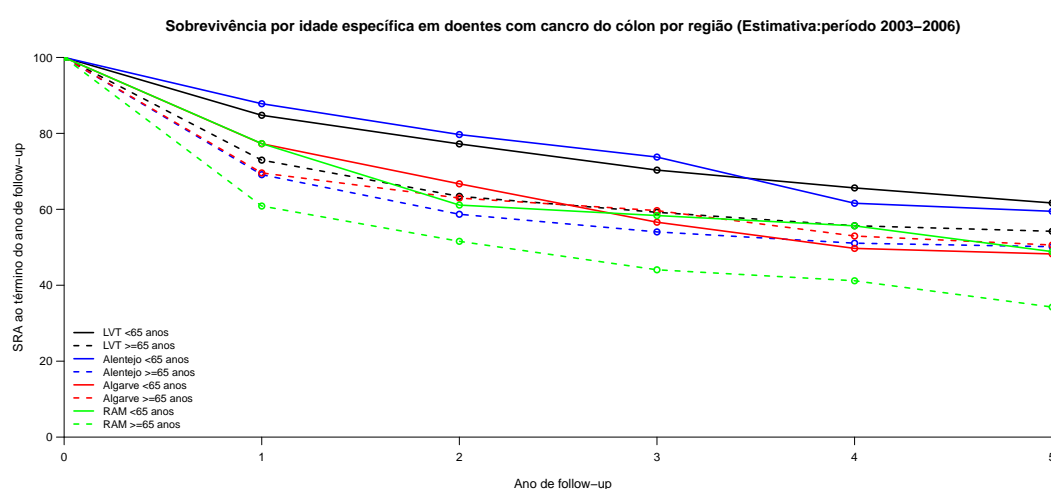


Figura 54: Abordagem convencional - SRA do cancro do cólon por região e grupo etário.

5.6.2 Cancro do recto

Da leitura da Figura 55, poderemos retirar as seguintes ilações:

- em oposição ao cancro do cólon, a RAM regista o melhor prognóstico de sobrevivência (SRA) em ambos os grupos etários;
- a região do Algarve é a que possui o prognóstico de sobrevivência menos favorável à data de término do *follow-up*;
- para as regiões de Lisboa e Alentejo, os valores nas taxas de sobrevivência são bastante próximos, diferenças essas que se esbatem no último ano de *follow-up*.

Em termos comparativos, o cancro do cólon tem um prognóstico de sobrevivência superior ao cancro do recto, excepto na RAM (Figuras 54 e 55).

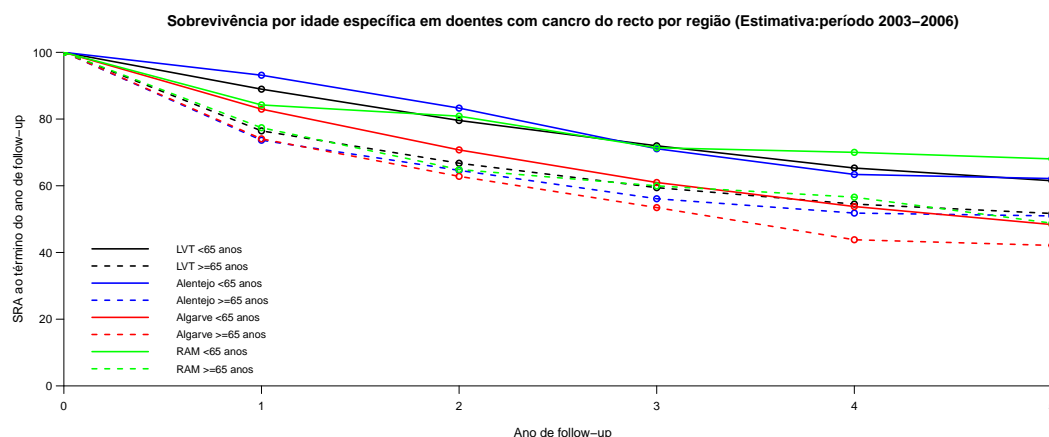


Figura 55: Abordagem convencional - SRA do cancro do recto por região e grupo etário.

5.6.3 Cancro do estômago

O cancro do estômago é a neoplasia que tem associada as taxas de SRA mais baixas. Na Figura 56 verifica-se que:

- a região de Lisboa é a que apresenta o melhor prognóstico de sobrevivência para o período de *follow-up*;
- é a única neoplasia em que se verifica um quase paralelismo da função de SRA no que diz respeito aos grupos etários e regiões. Tal indicia um prognóstico de sobrevivência mais favorável no grupo etário mais jovem, prognóstico esse proporcionalmente inferior no grupo etário mais velho;
- ao contrário das restantes curvas de SRA que são relativamente próximas dentro de um mesmo grupo etário estratificado por região, nesta neoplasia à semelhança do cancro do cólon, o grupo etário mais velho na RAM apresenta um prognóstico de sobrevivência marcadamente inferior.

5.7 SOBREVIVÊNCIA RELATIVA ACUMULADA AJUSTADA À IDADE

Como já patente em capítulos anteriores, a estrutura demográfica tem grande influência quer no cálculo das taxas quer na projeção das mesmas. Uma forma de eliminar o efeito da idade é através da padronização. Na padronização da SR utiliza-se como padrão uma população de adultos com cancro cuja incidência aumenta com a

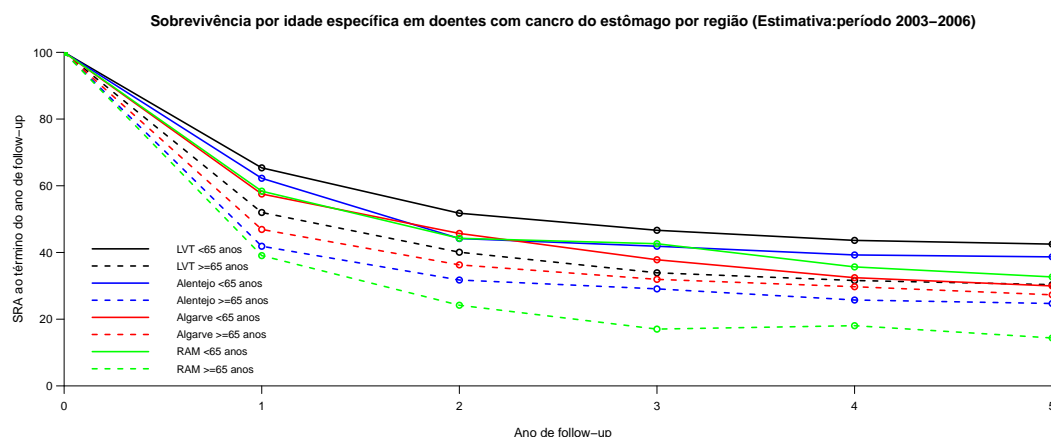


Figura 56: Abordagem convencional - SRA do cancro do estômago por região e grupo etário.

idade (Corazziari et al., 2004) sendo os pesos atribuídos a cada grupo etário presentes na Tabela 18. Face ao exposto, foram calculadas

Idade (anos)	Peso
15 – 44	7
45 – 54	12
55 – 64	23
65 – 74	29
75 ⁺	29

Tabela 18: Padronização da SR com base numa população de adultos com cancro (Capocaccia et al., 2004).

as taxas de SRA padronizadas, para o período 2003 – 2006. Na Tabela 19 constam as taxas padronizadas da SRA, pela abordagem convencional, para um *follow-up* de 5 anos. Da sua leitura poder-se-á avançar com as seguintes conclusões:

- a região de Lisboa é a que apresenta o melhor prognóstico de sobrevivência nas neoplasias do cólon e do estômago, seguida pelo Alentejo e Algarve. É também a região em que os desvios padrão da SR associados são os mais reduzidos;
- a RAM, à exceção do cancro do recto, é aquela cujo prognóstico de sobrevivência é o mais desfavorável;
- no cancro do cólon, considerando a região com o prognóstico mais favorável, conclui-se que a percentagem de doentes que sobreviveram a esta neoplasia cinco anos após o seu diagnóstico

corresponde a 57.56% da percentagem de sobreviventes esperada numa população com iguais características e livre de cancro. Regista-se, portando, uma diferença de 17.33% na SR entre as regiões de Lisboa e RAM.

Alentejo	Algarve	Lisboa	RAM
Cólon			
77.30 (1.55)	72.50 (1.95)	78.12 (0.61)	66.33 (3.60)
67.66 (1.86)	64.20 (2.21)	69.31 (0.72)	53.18 (4.02)
62.84 (2.03)	58.04 (2.37)	64.00 (0.79)	48.49 (4.28)
56.51 (2.23)	51.79 (2.54)	60.08 (0.84)	45.42 (4.51)
54.94 (2.38)	50.02 (2.72)	57.56 (0.90)	40.23 (4.67)
Estômago			
50.90 (2.13)	52.24 (2.65)	57.19 (0.86)	46.48 (3.96)
37.51 (2.12)	40.42 (2.61)	44.55 (0.89)	32.00 (3.90)
35.09 (2.14)	34.52 (2.55)	38.95 (0.90)	27.05 (3.81)
32.01 (2.13)	30.50 (2.54)	36.31 (0.92)	24.60 (3.84)
31.43 (2.20)	28.50 (2.62)	35.11 (0.94)	21.23 (3.69)
Recto			
79.29 (2.35)	74.43 (3.21)	79.61 (1.84)	79.31 (4.36)
70.62 (2.65)	63.39 (3.59)	70.53 (1.93)	71.02 (5.03)
61.01 (2.89)	55.10 (3.80)	63.76 (1.99)	63.73 (5.60)
55.58 (3.04)	46.84 (3.85)	58.21 (2.04)	62.25 (6.05)
54.55 (3.18)	43.96 (4.00)	55.26 (2.09)	59.96 (6.77)

Tabela 19: SRA padronizada à idade por cancro e por região - *follow-up* de 5 anos. Os valores entre parêntesis correspondem aos respetivos desvios-padrão associados.

- no cancro do estômago, considerando a região com melhor prognóstico, conclui-se que a percentagem de doentes que irão sobreviver ao término do *follow-up* corresponde a 35.11% da percentagem de sobreviventes esperada numa população com iguais características e livre de cancro. Regista-se uma diferença de 13.88% na SRA entre as regiões de Lisboa e RAM;
- no cancro do recto, cujo prognóstico mais favorável é na RAM, conclui-se que a percentagem de doentes que sobreviveram a esta neoplasia cinco anos após o seu diagnóstico corresponde a 59.96% da percentagem de sobreviventes esperada numa população com iguais características e livre de cancro.

Regista-se uma diferença de 16% na SRA entre a RAM e o Algarve;

- o melhor prognóstico de SRA registou-se no cancro do recto na RAM, cerca de três vezes mais favorável face à neoplasia do estômago na mesma região.

5.8 ABORDAGEM POR MODELOS

Não obstante a abordagem convencional ser uma metodologia que produz resultados de fácil interpretação, padece de algumas limitações nomeadamente não permitir avaliar o contributo de outros preditores para além do ano de *follow-up*. Numa primeira etapa, foram confrontados os valores da SRA segundo a abordagem convencional e por modelos que considerou a região, grupo etário e sexo. Os resultados encontram-se nas Tabelas 20, 21 e 22. Os valores obtidos corroboram o anunciado na literatura: desvios-padrão associados inferiores na abordagem por modelos. As conclusões mantêm-se no que diz respeito aos cancros que apresentam o melhor/pior prognóstico segundo a região de residência do doente para o período de referência 2003 – 2006.

5.9 VARIABILIDADE INTER-REGIONAL, POR GÉNERO E GRUPO ETÁRIO

À semelhança de alguns estudos publicados (Redaniel et al., 2010), procurou-se aferir se a localização geográfica, sexo e grupo etário do doente, contribuem de forma significativa no tempo de sobrevivência. Para testar o efeito das referidas variáveis na sobrevivência foi utilizada uma abordagem que herda a estrutura dos modelos lineares generalizados (MLGs). Numa primeira etapa, foram determinados por região e grupo etário (0:<65 anos;1:≥65 anos) o número de doentes em risco expresso em *pyrs* e o número de mortes em cada ano de *follow-up*. Foi, então, ajustado o modelo de regressão de Poisson no qual o número de mortes foi modelado em função da região, ano de *follow-up* e grupo etário. Como *offset* do modelo figurou o logaritmo das pessoas em risco. O contributo da variável sexo foi igualmente testado. O excesso de risco/mortalidade é determinado considerando as categorias de referência grupo etário mais jovem (< 65 anos) e doentes residentes no Alentejo.

5.9.1 Cancro do estômago

A Tabela 23 apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo para o cancro do estômago. Da sua leitura e de acordo com a interpretação dos coeficientes do modelo introduzida em (5.3.1)

Sobrevivência relativa acumulada - cancro do estômago.

MB <65	C <65	MB 65 ⁺	C 65 ⁺
Alentejo			
58.96	62.25	45.86	41.87
46.81	44.19	32.62	31.74
44.20	41.87	29.98	29.09
40.98	39.26	26.81	25.75
40.14(3.6)	38.68(3.7)	26(3.07)	24.70(2.3)
Algarve			
55.32	57.53	50.45	46.90
44.24	45.71	38.97	36.28
38.36	37.82	33.04	31.94
34.65	32.44	29.38	29.73
32.10(3.88)	29.96(4)	26.90(2.94)	27.30(3.2)
Lisboa			
64.52	65.37	54.14	51.99
52.73	51.77	40.82	40.08
47.12	46.65	34.86	33.91
44.45	43.62	32.13	31.60
43.26(1.38)	42.51(1.4)	30.93(1.05)	30.36(1.1)
RAM			
55.24	58.38	52.42	39.06
44.59	44.25	41.52	24.18
39.01	42.62	35.90	17.03
35.60	35.67	32.49	18.05
33.46(4.00)	32.67(6.50)	30.37(3.29)	14.37(4.1)

Tabela 20: *Model Based approach* (MB); *Conventional approach* (C); 65⁺: idade superior a 65 anos; ≤ 65: idade inferior ou igual a 65 anos.

Sobrevivência relativa acumulada - cancro do cólon.

MB <65	C <65	MB 65 ⁺	C 65 ⁺
Alentejo			
81.86	87.81	72.03	69.12
74.17	79.69	61.28	58.70
69.87	73.76	55.56	54.04
64.49	61.59	48.73	51.08
63.19(3.48)	59.48(3.8)	47.12(2.77)	50.15(2.9)
Algarve			
72.90	77.28	72.33	69.58
64.77	66.71	64.08	62.96
58.46	56.60	57.70	59.66
51.74	49.70	50.92	52.96
49.92(3.81)	48.24(3.9)	49.08(3.23)	50.59(3.5)
Lisboa			
81.74	84.77	74.80	72.96
74.29	77.22	65.18	63.42
69.60	70.33	59.34	59.21
65.99	65.63	54.95	55.67
63.50(1.27)	61.67(1.3)	52(1.09)	54.21(1.2)
RAM			
74.21	77.31	63.54	60.86
63.73	61.12	50.42	51.57
58.94	58.36	44.77	44.07
56.29	55.64	41.75	41.18
49.70(6.63)	48.86(6.9)	34.55(5.49)	34.25(5.69)

Tabela 21: *Model Based approach* (MB); *Conventional approach* (C); 65⁺: idade superior a 65 anos; ≤ 65: idade inferior ou igual a 65 anos.

Sobrevivência relativa acumulada - cancro do recto.

MB <65	C <65	MB 65 ⁺	C 65 ⁺
Alentejo			
85.74	93.14	77.28	73.66
78.54	83.28	66.72	64.62
70.63	71.10	55.86	56.11
65.89	63.40	49.72	51.81
64.95(4.2)	62.16(4.5)	48.54(3.44)	50.96(3.6)
Algarve			
72.90	82.97	72.33	74.06
64.77	70.75	64.08	62.83
58.46	60.98	57.70	53.45
51.74	53.77	50.92	43.82
49.92(3.81)	48.36(5.4)	49.08(3.23)	42.12(5)
Lisboa			
81.74	88.96	74.80	76.46
74.29	79.58	65.18	66.76
69.60	71.98	59.34	59.44
65.99	65.32	54.95	54.51
63.50(1.27)	61.50(1.8)	52(1.09)	51.69(1.6)
RAM			
74.21	84.23	63.54	77.41
63.73	80.86	50.42	64.87
58.94	71.39	44.77	59.97
56.29	70.02	41.75	56.58
49.70(5.49)	68.05(7.7)	34.55(6.63)	48.77(8.5)

Tabela 22: Legenda: *Model Based approach* (MB); *Conventional approach* (C); 65⁺: idade superior a 65 anos; ≤ 65: idade inferior ou igual a 65 anos.

Preditores	Estimativa	Erro Padrão	z	Pr(> z)
<i>follow-up 1</i>	-0.569	0.039	-14.67	<0.001
<i>follow-up 2</i>	-1.387	0.047	-29.37	<0.001
<i>follow-up 3</i>	-2.073	0.066	-31.35	<0.001
<i>follow-up 4</i>	-2.506	0.092	-27.19	<0.001
<i>follow-up 5</i>	-3.243	0.166	-19.51	<0.001
> 65 anos	0.318	0.027	11.78	0.0000
Algarve	-0.081	0.054	-1.50	0.133
Lisboa	-0.198	0.036	-5.54	<0.001
RAM	0.111	0.071	1.55	0.120

Tabela 23: Abordagem por modelos - SR do cancro do estômago

podem-se retirar as seguintes ilações: o excesso de mortalidade é muito elevado no primeiro ano após o diagnóstico de cancro do estômago (*follow-up 1*) sendo este o período mais crítico. A estimação do excesso de mortalidade no primeiro ano de *follow-up* é de $0.5677 = \exp[-\exp(-0.569)]$, ou seja uma SR de 56.77%. A percentagem de doentes com cancro do estômago vivos um ano após o diagnóstico da doença corresponde a 56.77% da percentagem de sobreviventes esperada numa população com características idênticas e livre deste cancro. A SRA ao fim de 5 anos tendo em conta as categorias de referência é de 34.5% (produto de todas as taxas de SR). O excesso de mortalidade decresce até ao término do *follow-up*, mantendo-se não negligenciável, facto esse expresso na significância estatística de todos os coeficientes associados ao *follow-up*. Verifica-se que o grupo etário e a região estão também associados à sobrevivência. O grupo mais velho, no primeiro ano de *follow-up*, apresenta uma redução de cerca de 11% na taxa da SR: $\exp[-\exp(-0.569 + 0.3180)] = 0.459$. Os doentes com cancro do estômago no primeiro ano de *follow-up* e residentes na região de Lisboa possuem um acréscimo de 6% na taxa da SR, $\exp[-\exp(-0.569 - 0.198)] = 0.628$, comparativamente aos seus congéneres do Alentejo. Posteriormente foi ajustado o modelo de regressão de Poisson tendo como preditores o ano de *follow-up*, sexo e região. Verificou-se, à semelhança dos restantes preditores, que o sexo também exerce influência na sobrevivência (valor $p < 0.0001$; $\beta_{\text{sexo}} = -0.149$). No primeiro ano de *follow-up* ($\alpha_1 = -0.275$; valor $p < 0.0001$), tendo como referência a região do Alentejo, verificou-se que os doentes do sexo feminino têm uma SR cerca de 5.2% superior face aos do sexo masculino, $\exp[-\exp(-0.27538 - .14912)] = 0.52$.

5.9.2 *Cancro do cólon*

Na Tabela 24 constam as estimativas dos coeficientes do modelo. O modelo ensaiado, para a neoplasia do cólon, permite inferir as seguintes conclusões: o excesso de mortalidade é menos elevado no

Preditores	Estimativa	Erro Padrão	z	Pr(> z)
<i>follow-up</i> 1	-1.347	0.050	-27.04	<0.001
<i>follow-up</i> 2	-2.084	0.057	-36.29	<0.001
<i>follow-up</i> 3	-2.421	0.068	-35.56	<0.001
<i>follow-up</i> 4	-2.623	0.082	-32.04	<0.001
<i>follow-up</i> 5	-3.027	0.115	-26.34	<0.001
> 65 anos	0.293	0.032	9.04	<0.001
Algarve	-0.037	0.067	-0.56	0.575
Lisboa	-0.148	0.047	-3.23	0.001
RAM	0.126	0.096	1.31	0.190

Tabela 24: Abordagem por modelos - SR do cancro do cólon.

primeiro ano de *follow-up* comparativamente ao cancro do estômago. A estimação do excesso de mortalidade no primeiro ano de *follow-up* é de $0.771 = \exp[-\exp(-1.347)]$, ou seja uma SR de 77.1%. A SRA ao fim de 5 anos é de 55.2%. O excesso de mortalidade decresce até ao término do *follow-up* sendo não negligenciável. Constatase que o grupo etário e a região têm influência na sobrevivência. Nomeadamente, tendo em conta o primeiro ano de *follow-up*, verifica-se que o grupo mais idoso influencia de forma negativa a sobrevivência, com uma redução de cerca de 6.5% na taxa de SR, $\exp[-\exp(-1.347 + .293)] = 0.7057$. Os doentes residentes na região de Lisboa, no primeiro ano de *follow-up*, possuem um ligeiro acréscimo de 2.8% na taxa da SR, $\exp[-\exp(-1.347 - 0.148)] = 0.799$, comparativamente a doentes com a mesma neoplasia no grupo de referência (residentes no Alentejo e com idades inferiores a 65 anos). Posteriormente foi ajustado o modelo de regressão de Poisson tendo como preditores o ano de *follow-up*, sexo e região. Verificou-se que o género não tem influência na SR (valor $p=0.924$).

5.9.3 *Cancro do recto*

O modelo ensaiado, para a neoplasia do recto, permite inferir as seguintes conclusões (ver Tabela 25): o cancro do recto é aquele que possui melhor prognóstico de sobrevivência. O excesso de mortalidade estimado no primeiro ano de *follow-up* é de $0.832 = \exp[-\exp(-1.691)]$ ou seja, uma SR de 83.2%. A SRA ao fim de 5 anos é de 59.28%. A componente geográfica nesta neoplasia não

apresenta influência na SR em oposição ao grupo etário. Consta-se que no grupo etário mais idoso, como era expectável, a sobrevivência é influenciada de forma negativa com uma redução de cerca de 7.3% na taxa da SR, $\exp[-\exp(-1.691 + 0.403)] = 0.759$. Verificou-se à posteriori que o género não exerce influência na SR. Posteriormente foi ajustado o modelo de regressão de Poisson tendo como preditores o ano de *follow-up*, sexo e região. Verificou-se que o género não tem influência na SR (valor $p=0.56$).

Tabela 25: Abordagem por modelos - SR do cancro do recto.

Preditores	Estimativa	Erro Padrão	z	Pr(> z)
<i>follow-up</i> 1	-1.691	0.068	-24.96	<0.001
<i>follow-up</i> 2	-2.183	0.076	-28.84	<0.001
<i>follow-up</i> 3	-2.328	0.084	-27.69	<0.001
<i>follow-up</i> 4	-2.544	0.099	-25.51	<0.001
<i>follow-up</i> 5	-3.004	0.141	-21.34	<0.001
> 65 anos	0.403	0.045	8.91	<0.001
Algarve	0.128	0.089	1.43	0.152
Lisboa	-0.072	0.061	-1.18	0.237
RAM	0.062	0.127	0.49	0.627

5.10 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados evidenciaram diferenças significativas na SR quanto ao tipo de neoplasia, grupo etário, género, tempo de *follow-up* e região geográfica inserida no ROR-Sul. Não obstante o contributo da abordagem por modelos, o autor julga pertinente realçar que esta classe de modelos assume que o risco permanece constante ao longo do tempo de *follow-up*. Contudo tal suposição quer em termos clínicos quer em termos biológicos é excessiva dado que no presente caso constatou-se que no primeiro ano de *follow-up* a SR era inferior face aos restantes anos, sobretudo em doentes do grupo etário mais velho. Findo esse primeiro ano, os valores da SR tendem a ser mais próximos. A literatura consultada e já anteriormente referida, sugere que o intervalo de tempo possa ser subdividido (*e.g.* meses) e que a utilização de funções suavizadoras porventura possa prestar um contributo. Todavia, o recurso a estas funções traz associado em grande parte a perda de interpretabilidade dos modelos, motivo pelo qual não foram contempladas. Outra questão pertinente seria identificar quais as condições operacionais (rastreios, acesso a melhores cuidados de saúde, melhor acompanhamento, etc.) que cada região possui com influência na sobrevivência ao cancro

durante o tempo de *follow-up*; porém a base de dados utilizada não contém informação que permita colmatar esta questão.

Compreender as diferenças nos indicadores de saúde em termos geográficos, particularmente em pequenas áreas, tornou-se um imperativo para os epidemiologistas. Estudos de associação geográfica e de mapeamento de doenças têm assistido a uma forte implantação devido ao desenvolvimento de novas metodologias estatísticas acompanhadas por um contínuo avanço tecnológico. A possibilidade de analisar a influência da variabilidade espaço-temporal nas taxas de incidência e de mortalidade tem popularizado estes estudos, sobretudo no cancro por ser esta uma doença crónica com peso crescente na nossa sociedade. No entanto, alguns tipos de viés podem surgir neste tipo de estudos. De facto, grande parte das doenças oncológicas têm início numa idade avançada (idade esta coincidente ou próxima do período de reforma) por vezes concomitante com um regresso à terra natal levando a que o local de residência do diagnóstico não seja o local onde residiram e estiveram expostos durante mais tempo. Outro aspecto a ser considerado é o da falácia ecológica, ou seja, não podemos dizer que todos os indivíduos residentes numa determinada região partilhem as mesmas características, pese embora outros autores não comungarem da mesma visão [Krieger (1992), Bartley (1994)].

6.1 OBJETIVOS

Com base no registo ROR-Sul, o presente capítulo pretende investigar as tendências espaço-temporais nas taxas de incidência dos cancros colo-rectal e do estômago no período 1998 – 2006. Trata-se de um estudo retrospectivo de base populacional com 22978 e 9777 casos diagnosticados nos referidos cancros, respetivamente. Foram considerados casos diagnosticados com idade até aos 85 anos pelos motivos já enumerados em capítulos anteriores. Procurou-se aferir se a variabilidade geográfica (a nível concelhio) nas taxas de incidência poderia ser explicada não só pela componente temporal e geográfica, mas também por fatores sociais e económicos ou ainda pelos desiguais estilos de vida das populações. Não foram contemplados fatores ambientais e genéticos. Foram utilizados os Modelos Bayesianos Hierárquicos Espaço-Temporais (MBHET) na modelação da incidência nos 109 concelhos que integram a área do registo ROR-Sul. Os riscos relativos obtidos pelos referidos modelos foram utilizados na construção de mapas.

6.2 INTRODUÇÃO

O longo período de latência das doenças oncológicas, a dificuldade em identificar mudanças súbitas no comportamento das taxas, populações com dimensão e riscos reduzidos são alguns dos elementos que dificultam a análise da variação temporal das taxas. Nalguns casos, estas variações podem, ainda, ser reflexo de flutuações aleatórias. O efeito da componente temporal aferida pelos modelos APC é insuficiente no estudo da incidência do cancro por não contemplar a componente espacial. A etiologia desta doença está associada com alguma frequência a fatores de risco como, por exemplo, as condições socioeconómicas, os hábitos alimentares e estilo de vida, a atividade profissional, a localização geográfica e a componente genética [O'Reilly et al. (2007), Cross et al. (2010), Barry et al. (2011)]. O "contributo" dos fatores de risco é por vezes determinante e não deve ser ignorado. Surge, assim, a necessidade de complementar o estudo temporal das taxas com uma abordagem de cariz espacial no contexto da epidemiologia espacial (Fig. 57). Segundo Elliot & Wartenberg (2004), este ramo da epidemiologia procura descrever e analisar a variabilidade geográfica dos indicadores de saúde e investigar a sua relação com fatores comportamentais, demográficos, socioeconómicos, ambientais, entre outros, suscetíveis de condicionar a saúde humana (Elliott e Wartenberg, 2004). Segundo Elliot et al. (2000), a epidemiologia espacial contempla quatro tipos de estudo:

O mapeamento de doenças (*disease mapping*) utilizado para sumariar, através de mapas, a variação espacial e espaço-temporal do risco. Esta informação poderá ser utilizada para fins descritivos, para salientar as necessidades de cuidados de saúde numa população ou ainda para comparar mapas de risco com mapas de exposição com o propósito de obter pistas para a etiologia da doença.

Estudos de associação geográfica que analisam de que forma as variações geográficas na exposição a variáveis ambientais e a fatores relacionados com o estilo de vida influenciam os indicadores de saúde das regiões.

Estudos de origem são apropriados quando há a suspeita do aumento do risco junto a um ou vários locais (e.g. processos pontuais espaciais).

Estudos de identificação de clusters de doenças realizados com o objetivo de detetar de forma precoce aumentos de incidência de uma dada doença na ausência de hipóteses etiológicas.

No presente capítulo serão abordados os dois primeiros estudos. O mapeamento de doenças ilustra a distribuição geográfica de uma

doença tendo como suporte uma complexa estrutura de informação que deverá encontrar-se agregada.

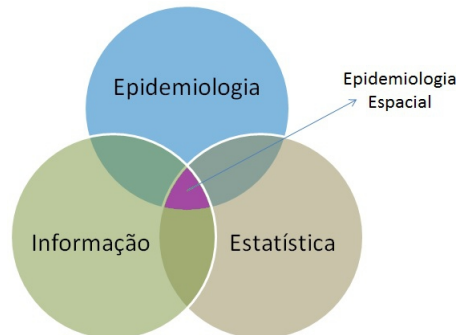


Figura 57: A epidemiologia espacial resulta da confluência de três domínios distintos. Adaptado de Bailey (2008).

Os primeiros mapas datam de 5000 a.C. nas civilizações do Egito e Mesopotâmia. Haviland (1875) foi pioneiro quer no mapeamento de doenças quer na utilização do número de pessoas em risco no cálculo das taxas. Nos seus mapas predominam os tons de azul e vermelho, como ilustra a Figura 58. As regiões com tons de azul sinalizam riscos elevados enquanto que zonas a vermelho indicam, inesperadamente, riscos diminutos. A intensidade da tonalidade está diretamente relacionada com o grau de risco. Acredita-se que a cor azul simbolize a falta de oxigenação sanguínea (cianose) enquanto que a cor vermelha o oposto. Nos mapas atuais as cores associadas ao risco podem ser diversas, estando a gravidade associada à tonalidade (tons mais escuros indicam maior risco).

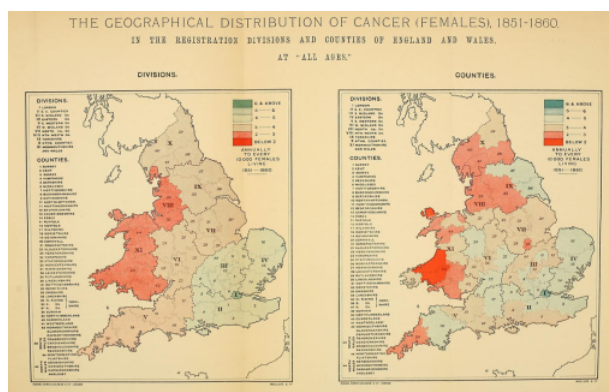


Figura 58: Distribuição geográfica do cancro em mulheres (1851 – 1860) na Inglaterra e País de Gales. Figura retirada de Haviland (1875).

A sinalização de zonas de elevado risco permite a definição de políticas de saúde mais eficazes que resultem numa maior vigilância e melhor afetação de recursos. Todavia, os indicadores de saúde

(e.g. taxa de incidência) de regiões com população reduzida podem afastar-se consideravelmente da taxa ou risco médio da área global em que se inserem, sem que essas regiões realmente se caracterizem como de elevado ou baixo risco.

No que diz respeito aos estudos de associação geográfica, deve ser tido em conta que áreas vizinhas são mais similares do que áreas distantes¹. Embora existam abordagens não bayesianas para modelar este tipo de dados, e.g. [Etxeberria et al. \(2014\)](#), este estudo considerou os Modelos Bayesianos Hierárquicos Espaço-Temporais (MBHET).

6.3 CONCEITOS BÁSICOS DA METODOLOGIA BAYESIANA

A forma como o conceito de probabilidade é definido dita a teoria estatística dotada. Quando a probabilidade de um acontecimento é expressa pela razão entre o número de casos favoráveis ao acontecimento e o número de casos possíveis, supondo todos os casos igualmente possíveis, estaremos perante a definição de probabilidade clássica ou de Laplace. Na definição frequencista, a probabilidade de um acontecimento é determinada pela frequência relativa desse acontecimento numa sucessão numerosa de provas ou experiências idênticas e independentes. Todavia, a probabilidade de um acontecimento pode ser definida como uma medida do grau de credibilidade pessoal relativamente à ocorrência de um acontecimento, tratando-se pois de uma definição subjetiva de probabilidade. A medida do grau de credibilidade é também designada por probabilidade *a priori* uma vez que essa informação é anterior à realização da experiência/investigação e, usualmente, provém da intuição/sensibilidade do investigador ou de conhecimentos obtidos em situações análogas. A abordagem bayesiana considera a definição subjetiva de probabilidade. A abordagem bayesiana distingue-se da abordagem clássica, nomeadamente pelo facto de tratar os parâmetros como uma quantidade aleatória e não fixa². Na inferência clássica apenas é tida em consideração a informação da amostra para a estimação dos parâmetros. Nessa perspectiva, toda a informação sobre o parâmetro, pode ser expressa pela sua função de verosimilhança.

Em oposição, a abordagem bayesiana pressupõe que nem toda a informação sobre o parâmetro a estimar está contida na amostra. Os parâmetros por serem desconhecidos, podem não ser considerados como entidades fixas mas como entidades aleatórias quantificadas em termos de probabilidade. Na abordagem bayesiana, é definida

¹ à exceção de áreas separadas por fronteiras naturais como por exemplo montanhas, rios, etc..

² na inferência bayesiana utilizam-se intervalos de credibilidade (ICred) e não intervalos de confiança (IC) como os utilizados na abordagem clássica.

pelo investigador uma distribuição de probabilidade *a priori* (subjativa) que representa a incerteza existente relativa ao fenómeno em estudo. Posteriormente é possível conjugar essa informação com a informação obtida na amostra expressa pela função de verosimilhança. A conjugação destas duas fontes de informação é feita através do teorema de Bayes, resultando na distribuição *a posteriori*.

6.3.1 Modelação bayesiana

Considere o vector de n variáveis aleatórias $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ com função de distribuição F_0 que representa a variabilidade ou incerteza na observação de X . Sendo F_0 não completamente conhecida, existe habitualmente alguma informação inicial sobre a natureza do fenómeno aleatório em estudo, ou sobre o processo que originou os dados, que leva a propor uma família de distribuições a que pertence F_0 e que se designa por modelo estatístico para X . Este pode escrever-se como $\mathcal{P} = \{f(x|\theta) : \theta \in \Theta\}$, onde $f(x|\theta)$ representa as possíveis funções de densidade ou massa de probabilidade, sendo θ um elemento de $\Theta \subseteq \mathcal{R}^k$, designado espaço-parâmetro. Na formulação bayesiana o parâmetro θ , por ser desconhecido, é tratado como aleatório, sendo-lhe atribuída uma distribuição de probabilidade designada distribuição *a priori* $p(\theta)$ (Paulino *et al.*, 2003).

O modelo bayesiano contempla portanto duas variáveis aleatórias X e θ , em que a primeira é modelada pela distribuição condicional $f(x|\theta)$ enquanto a segunda é modelada através da distribuição marginal $p(\theta)$. O par de variáveis aleatórias (X, θ) tem uma função de densidade conjunta $p(\theta, x) = p(\theta|x)f(x) = f(x|\theta)p(\theta)$ em que $f(x) = \int_{\Theta} f(x|\theta)dP(\theta)$ $x \in \Omega$ representa a densidade marginal de X . A função $f(x|\theta)$ vista como função de θ é também designada função de verosimilhança. Face ao exposto, será possível definir a distribuição *a posteriori* de θ , $p(\theta|x)$, por:

$$p(\theta|x) = \frac{f(x|\theta)p(\theta)}{\int_{\Theta} f(x|\theta)p(\theta)d\theta}; \theta \in \Theta, \quad (30)$$

sendo usualmente reescrita na forma $p(\theta|x) \propto f(x|\theta)p(\theta)$, dado $f(x)$ não depender de θ .

A distribuição *a priori* de θ por sua vez pode não estar completamente especificada dependendo de parâmetros desconhecidos os quais serão designados por *hiperparâmetros*. Por sua vez, as distribuições dos *hiperparâmetros* serão designadas por *hiperprioris*. A especificação de *hiperprioris* é possível graças à adoção de uma estrutura hierárquica na modelação. A modelação bayesiana compreende pelo menos dois níveis hierárquicos sendo o primeiro associado

à verosimilhança e o segundo à distribuição *a priori*. No caso da distribuição *a priori* não estar completamente especificada, um terceiro nível irá corresponder à distribuição dos *hiperparâmetros* (*hyperprioris*). Para a comparação de modelos as medidas mais utilizadas são o DIC (*Deviance Information Criterion*) [Spiegelhalter et al. (1998), Spiegelhalter et al. (2002)] e o *Log-score* [Gneiting e Raftery (2007), Papoila et al. (2014)]. Segundo O'Hara et al. (2009) a questão mais pertinente é saber que variáveis terão maior influência, e com que magnitude, no fenómeno em análise, não devendo ser tomadas de forma acrítica as medidas de ajustamento. Segundo estes autores, as variáveis a figurarem no modelo de regressão bayesiano deverão ser aquelas onde recai uma expectativa clara do seu papel de influência na variável resposta. Dentre estas, as que possuem coeficientes associados com maior magnitude relativa serão consequentemente as mais influentes. Nos modelos espaço-temporais propostos foram adotados os critérios de O'Hara e Sillanpää. A abordagem bayesiana, embora flexível por permitir lidar com inúmeros parâmetros e estruturas complexas possui um obstáculo na estimação da distribuição *a posteriori*. De facto, o *software* mais popular na modelação de dados que recorre à abordagem bayesiana, o WinBUGS [Lunn et al. (2000)] pode ser moroso. A disponibilização do pacote INLA www.r-inla.org [Rue et al., 2009] no *software* estatístico R (R Core Team, 2013) veio colmatar esta questão, para certas situações, sendo os modelos agora propostos nele implementados.

6.4 AUTO-CORRELAÇÃO ESPACIAL

A existência de autocorrelação espacial justifica a modelação da incidência pela classe de modelos apresentada na secção seguinte. Existem várias formas de medir a autocorrelação espacial tendo recaído a escolha na estatística I de Moran [Moran (1948)] que passa a ser introduzida.

Seja Z_i a taxa de incidência padronizada da região i , W_{ij} uma medida de proximidade entre as regiões i e j e n o número total de regiões. A estatística I de Moran é calculada por:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j W_{ij} (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z})}{(\sum_i \sum_j W_{ij}) \sum_k (Z_k - \bar{Z})^2}, \quad (31)$$

onde \bar{Z} representa a média das taxas de incidência padronizadas. Adopta-se $W_{ij} = 1$ caso as regiões i e j tenham uma fronteira comum e $W_{ij} = 0$ caso contrário. Na ausência de autocorrelação espacial, a equação (31) tomará valores próximos de zero enquanto que valores próximos de um indicam a presença de *clusters*. Sob a suposição de normalidade $I \sim N(\mu_I; \sigma_I^2)$ [Gittleman e Kot (1990)], será possível testar a significância de autocorrelação espacial com base na

estatística $Z_c = \frac{I - \mu_I}{\sigma_I}$ tendo associadas as seguintes hipóteses de investigação: H_0 —independência espacial nas taxas de incidência *vs* H_1 —dependência espacial nas taxas de incidência. No pressuposto de que a hipótese nula H_0 é verdadeira $Z_c \sim N(0,1)$. A independência espacial será rejeitada quando $Z_c > Z_\alpha$, onde Z_α corresponde ao quantil de probabilidade α da distribuição normal padrão ou se o respectivo valor-p for inferior a α (nível de significância).

6.5 MODELOS BAYESIANOS HIERÁRQUICOS ESPAÇO-TEMPORAIS (MBHET)

Esta classe de modelos caracteriza-se por poder incorporar efeitos espaciais e temporais na modelação da variabilidade das taxas de incidência e sua posterior representação em mapas específicos (*disease mapping*). A utilização destes modelos justifica-se na presença de autocorrelação espacial.

Seja Y_{ijg} o número de casos com cancro nos n_{ijg} indivíduos em risco residentes no concelho i ($i = 1, \dots, 109$), diagnosticados no período j ($j = 1, \dots, 9$) e do sexo g ($g = 1, 2$). Por aproximação da distribuição Binomial à distribuição Poisson considera-se $Y_{ijg} \sim \text{Poisson}(E_{ijg}\lambda_{ijg})$ onde E_{ijg} é a estimativa do número esperado de casos com cancro e λ_{ijg} é o risco relativo.

Dada a incidência do cancro ser variável consoante a idade, será necessário proceder à padronização das taxas. Para l classes etárias quinquenais, ($l = 1, \dots, 18$), o número esperado de casos com cancro em indivíduos residentes no concelho i , diagnosticados no período j e do sexo g será calculado por:

$$E_{ijg} = \sum_l n_{ijgl} \frac{\sum_i \sum_j \sum_g y_{ijgl}}{\sum_i \sum_j \sum_g n_{ijgl}}. \quad (32)$$

O modelo espaço-temporal para o risco relativo é dado pela expressão:

$$\log(\lambda_{ijg}) = \beta_0 + \beta X_{ij} + \psi_i + \nu_i + f(t_j), \quad (33)$$

onde:

- β_0 - é a ordenada na origem;
- X_{ij} - vetor das covariáveis;
- ψ_i - efeitos aleatórios que permitem considerar a heterogeneidade espacial (componente espacial estruturada);

- v_i - efeitos aleatórios que permitem considerar a heterogeneidade espacial não estruturada (componente espacial não estruturada);
- $f(t_j)$ representa um passeio aleatório de segunda ordem com precisão desconhecida $(\sigma_f^2)^{-1}$ utilizado para modelar o j -ésimo período t_j . Sempre que a tendência temporal resultante desta modelação seja linear, este termo será substituído por γt_j , onde γ é um efeito fixo.

Assume-se que ψ_i e v_i são mutuamente independentes. As distribuições *a priori* são: $\psi_i \sim \text{CAR (Conditional Autoregressive)}$; $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ [Havulinna (2011)]. O efeito da componente aleatória não estruturada v_i pode ser visto como decorrente de particularidades de cada área, ou seja efeitos de pequena escala. Foram ainda utilizadas as seguintes distribuições *a priori* não informativas: $\beta_0, \beta_i, \gamma \sim N(0; 1000)$; $(\sigma_\psi^2)^{-1}, (\sigma_v^2)^{-1} \sim \text{Gamma}(1, 0.01)$. O efeito da componente espacial estruturada ψ_i irá procurar captar a influência das áreas vizinhas referentes aos efeitos de larga escala, através de uma distribuição *a priori* espacialmente estruturada mediante a definição de uma matriz de vizinhança entre os concelhos. No presente estudo, será utilizada uma matriz de vizinhança binária, na qual cada elemento assumirá o valor 1 para concelhos vizinhos e 0 caso contrário.

A incidência das neoplasias em estudo apresentam comportamentos distintos quando estratificadas por sexo. Nessa medida, há a suspeição de comportamentos espaço-temporais distintos sendo, portanto, ajustado para cada neoplasia dois modelos bayesianos hierárquicos, um para cada sexo. Tendo em conta a possível existência de sobredispersão, além da distribuição de Poisson também foi considerada na modelação a distribuição Binomial Negativa.

6.5.1 Variáveis do modelo

O significado e pertinência das variáveis incluídas no modelo (33) passam a ser descritas:

A variável geográfica *region* é constituída pelos 109 concelhos que integram o registo ROR-Sul. O nível socioeconómico concelhio ($\times 1$) é retratado por uma variável *dummy* tendo como categoria de referência o nível socioeconómico elevado. A referida variável teve como base o estatuto socioeconómico concelhio obtido em Antunes et al. (2012) reagrupado em duas classes. As variáveis referentes a comportamentos e estilos de vida a nível concelhio foram obtidas no

Instituto Nacional de Saúde Dr. Ricardo Jorge (INSA), retratadas em Nicolau et al. (2010), e são:

- PAF₉₈ referente à percentagem de indivíduos fumadores;
- IMC₂₅ referente à percentagem de indivíduos com excesso de peso/obesidade ou seja: $IMC^3 \geq 25 \text{ Kg/m}^2$;
- RALC referente à percentagem de indivíduos consumidores de álcool em quantidades de risco para a saúde ($\geq 24\text{g/dia}$ no sexo masculino e $\geq 16 \text{ g/dia}$ no sexo feminino);
- SED referente à percentagem de indivíduos que na sua atividade diária estão habitualmente sentados e que caminham pouco, preenchendo os tempos livres com atividades sedentárias como sejam ler e ver televisão.

As referidas variáveis são reconhecidas como fatores de risco em algumas das neoplasias em análise [WHO (2002), Nasca e Pastides (2001)]. Na análise espacial, regiões adjacentes raramente são independentes uma vez que os riscos estimados tendem a estar positivamente correlacionados. Tal facto deve-se à partilha de características territoriais, climáticas e sócio-económicas. Foi criada uma variável que permite identificar se duas regiões são adjacentes (1= regiões vizinhas) permitindo assim aferir a existência de autocorrelação espacial. Na variável sexo a categoria de referência é o feminino.

6.6 RESULTADOS

6.6.1 *Câncer do estômago*

A estatística I de Moran detetou a presença de autocorrelação espacial significativa ($p = 0.001$ em ambos os sexos) no período 1998 – 2006. A equação (34) representa o MBHET assumido para estimar os riscos relativos associados a esta neoplasia. A componente temporal revelou um comportamento linear (Fig. 59) não sendo necessária a utilização de um passeio aleatório de segunda ordem, justificando-se por isso a inclusão do termo γt_j .

$$\log(\lambda_{ijg}) = \beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_g + \beta_2 X1_i + \beta_3 \text{PAF98}_i + \beta_4 \text{IMC25}_i + \beta_5 \text{RALC}_i + \beta_6 \text{SED}_i + \psi_i + \nu_i + \gamma t_j. \quad (34)$$

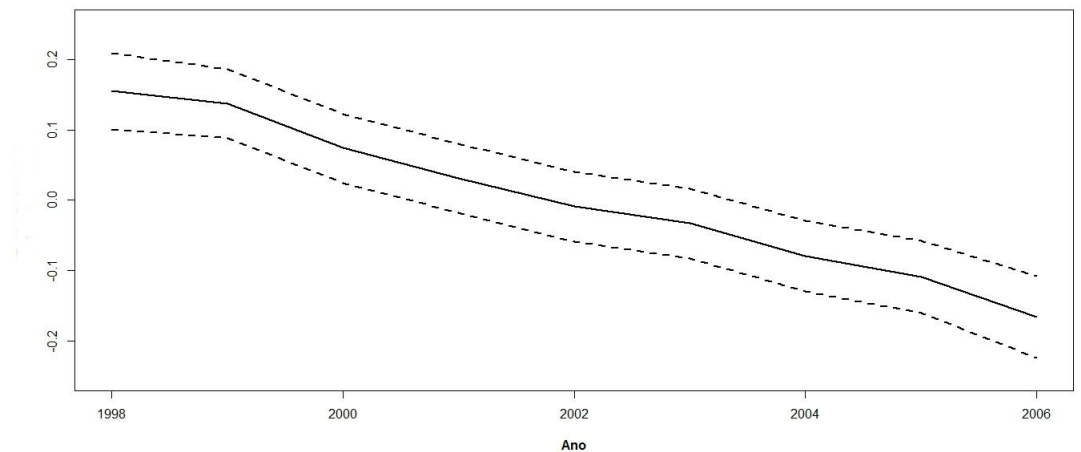


Figura 59: No câncer do estômago, a componente temporal revelou um comportamento linear decrescente no período 1998 – 2006.

Nesta neoplasia, os homens apresentam risco acrescido face às mulheres (estimativa de $\beta_1 = 0.632$; ICred95% [0.365; 0.901]) conforme ilustrado na Figura 60. Há um decréscimo significativo na incidência ao longo do período em análise (estimativa de $\gamma = -0.04$; ICred95% [-0.05; -0.04]). O nível socioeconómico baixo, embora não significativo, apresenta menor risco quando comparado com o nível socioeconómico alto (estimativa de $\beta_2 = -0.05$). A variância estimada da componente espacial estruturada ($E(\sigma_\psi^2 | \text{dados}) = 0.021$, desvio-padrão = 0.017, ICred95% [0.004; 0.0065]) e não-estruturada ($E(\sigma_\nu^2 | \text{dados}) = 0.02$, desvio-padrão = 0.008, ICred95% [0.009; 0.04]) são reduzidas.

O modelo com distribuição de Poisson apresenta melhor ajuste face ao modelo com distribuição Binomial Negativa (Logscore: 1.818 vs 1.825; DIC: 7128.814 vs 7168.806).

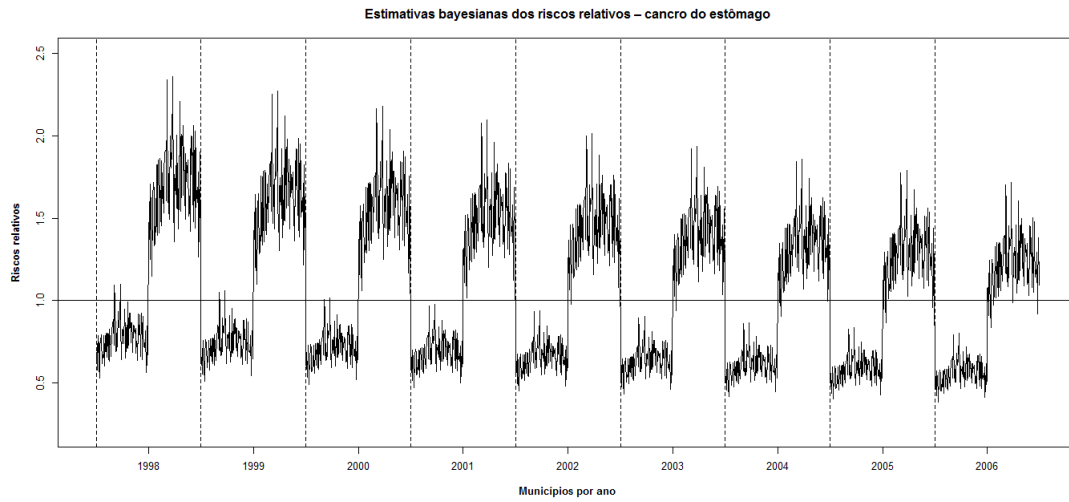


Figura 60: Riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência de cancro do estômago, por ano e por concelho.

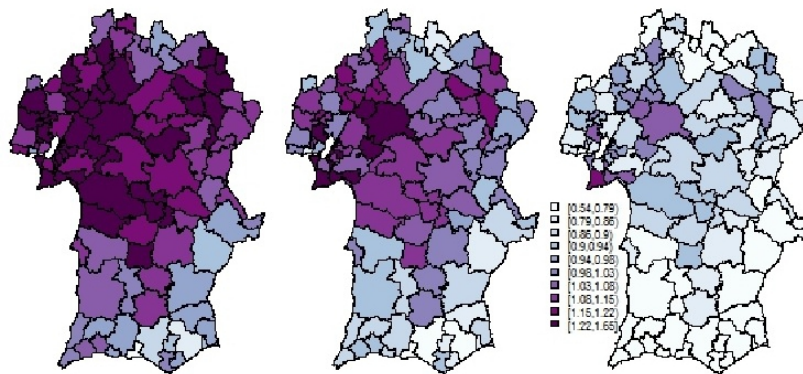


Figura 61: Mapas dos riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência do cancro do estômago, no sexo feminino, para os anos 1998, 2001 e 2006 respetivamente.

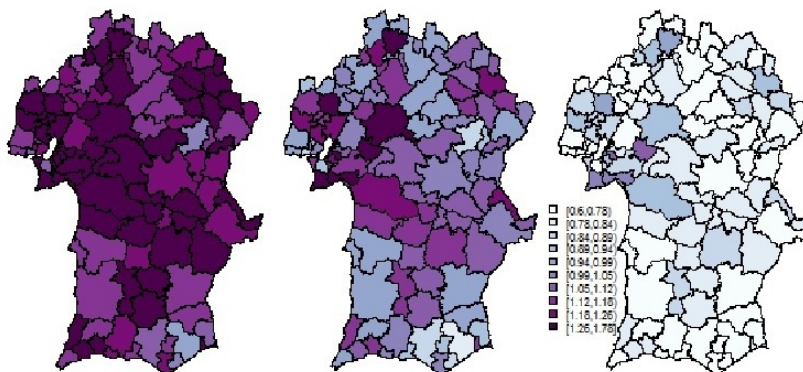


Figura 62: Mapas dos riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência do cancro do estômago, no sexo feminino, para os anos 1998, 2001 e 2006 respetivamente.

Dada a relevância do género foi realizada uma análise estratificada. Quando ajustados modelos distintos, sobressaem outros fatores influentes nomeadamente no sexo feminino. Em ambos os sexos o tempo possui comportamento linear análogo ao da Figura 59. No sexo feminino, para além do tempo (estimativa de $\gamma = -0.04$, ICred95%[-3.66;-0.82]), destacam-se como influentes e significativas as variáveis referentes ao excesso de peso e sedentarismo (estimativa de $\beta_4 = 0.033$, ICred95%[0.007;0.058]; estimativa de $\beta_6 = 0.012$, ICred95%[0.006;0.025]). Nos homens apenas a componente temporal foi significativa (estimativa de $\gamma = -0.04$, ICred95%[-0.05;-0.03]). Os padrões de correlação espacial são idênticos em ambos os sexos ($E(\sigma_{\psi_{Masc.}}^2 | \text{dados}) = 0.018$, ICred95%[0.003;0.06]; $E(\sigma_{\psi_{Masc.}}^2 | \text{dados}) = 0.016$, ICred95%[0.006;0.035]; $E(\sigma_{\psi_{Fem}}^2 | \text{dados}) = 0.021$, ICred95%[0.003;0.073]; $E(\sigma_{\psi_{Fem}}^2 | \text{dados}) = 0.018$, ICred95%[0.005;0.042]).

Estudos de caso controlo foram realizados noutras regiões de Portugal com o objetivo em determinar fatores de risco associados ao cancro do estômago [Pintalhao et al. (2010), Peleteiro et al. (2010), Peleteiro et al. (2012)]. Os MBHET revelaram que a influência da região na incidência desta neoplasia é fraca, particularmente no sexo masculino. Contudo no sexo feminino, municípios localizados mais a sul (sul do Alentejo e no Algarve) possuem menores taxas de incidência. Estas diferenças geográficas necessitam ser interpretadas, provavelmente à luz das características dos hábitos alimentares. Embora as causas exatas do cancro do estômago ainda permaneçam desconhecidas, dieta e estilos de vida bem como a infeção pela bactéria *helicobacter pylori* são factores de risco conhecidos [Lunet e Barros (2003), Lunet et al. (2005), Ladeiras-Lopes et al. (2008), Cavaleiro-Pinto et al. (2011)]. No que diz respeito à dieta, o baixo consumo em frutos e vegetais [Marmot et al. (2007)], sal em excesso e consumo de carnes vermelhas está associado ao aumento de risco de cancro do estômago. O consumo de álcool, nomeadamente de vinho tinto, é reconhecido como um fator de risco (Falcão et al., 1994). O consumo abusivo de sal levou a que as autoridades portuguesas decretassem em 2009 a Lei nº 75 [Diário da República, 2009] para a diminuição da quantidade de sal a ser colocada no pão e é esperado que esta medida possa ser mais um contributo na redução das taxas de incidência. Tem-se assistido a nível mundial ao declínio das taxas de incidência ao longo das últimas décadas [Fitzsimmons et al. (2007), Zhu e Sonnenberg (2012)]. Este declínio poderá ser atribuído a mudanças de dieta e estilo de vida bem como ao controlo da infeção pela bactéria *helicobacter pylori*. Esta tendência mundial foi também aqui identificada, sendo o decréscimo mais proeminente nos homens. Os resultados encontrados vão ao encontro do exposto na

medida em que as classes económicas mais favorecidas são também as mais sedentárias e as que têm acesso ao consumo, muitas vezes excessivo, de alimentos menos saudáveis.

6.6.2 Cancro do cólon

A estatística I de Moran detetou a presença de autocorrelação espacial significativa ($p = 0.001$ em ambos os sexos) no período 1998 – 2006. O modelo espaço-temporal assumido na estimação dos riscos relativos para a neoplasia do cólon foi:

$$\log(\lambda_{ijg}) = \beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_g + \beta_2 X1_i + \beta_3 \text{PAF98}_i + \beta_4 \text{IMC25}_i + \beta_5 \text{RALC}_i + \beta_6 \text{SED}_i + \psi_i + \nu_i + f(t_j). \quad (35)$$

A componente temporal não revelou comportamento linear (Fig. 63) no período em análise, sendo portanto necessário na sua modelação a utilização de um passeio aleatório de segunda ordem.

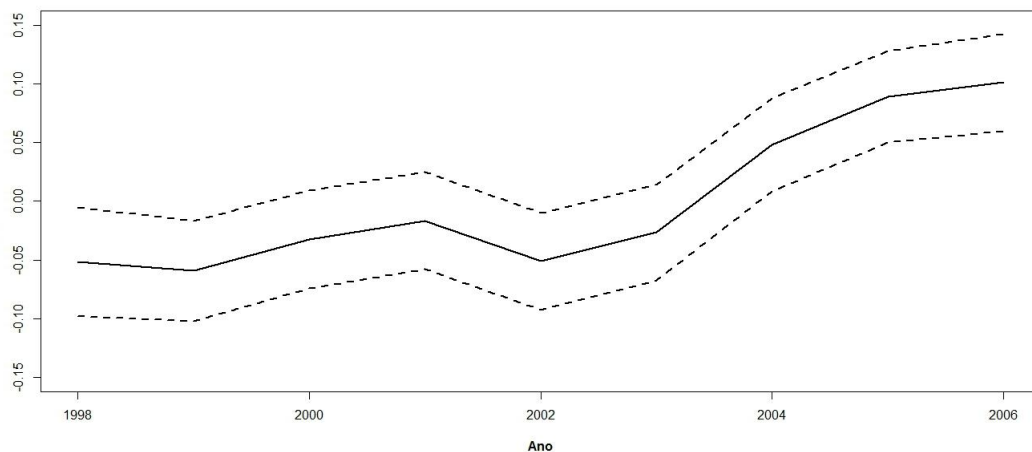


Figura 63: No cancro do cólon, a componente temporal revelou um comportamento não linear no período 1998-2006, sendo utilizado na sua modelação um passeio aleatório de segunda ordem.

Nesta neoplasia, os homens apresentam risco acrescido face às mulheres (estimativa de $\beta_1 = 0.459$; ICred95%[0.245;0.670]) conforme ilustrado na Figura 67.

Há um aumento significativo na incidência ao longo do período em análise. Estes resultados estão em sintonia com os obtidos em capítulos anteriores através de outras metodologias. O nível económico baixo apresenta menor risco quando comparado com o nível económico alto (estimativa de $\beta_2 = -0.169$; ICred95%[-0.252;-0.085]). A estimativa da variabilidade espacial estruturada

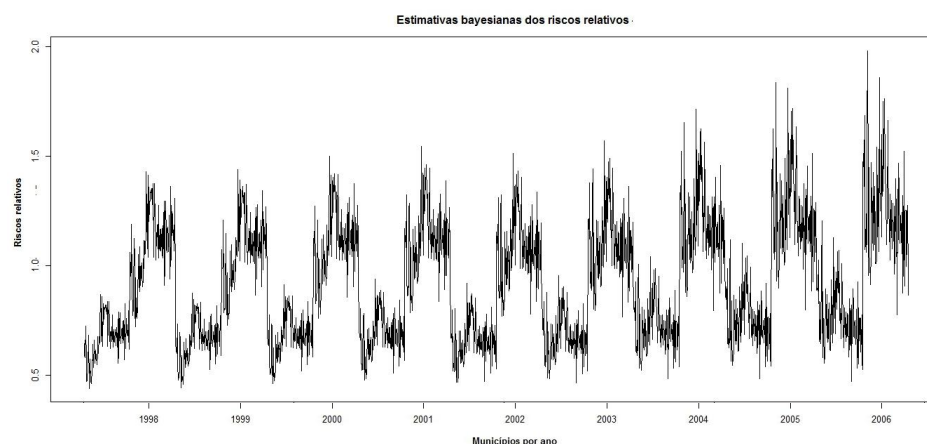


Figura 64: Riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência de cancro do cólon, por ano e por concelho.

$(E(\sigma_{\psi}^2|\text{dados}) = 0.012, \text{desvio-padrão} = 0.009, \text{ICred95\%}[0.003;0.034])$ e não-estruturada ($E(\sigma_v^2|\text{dados}) = 0.015, \text{desvio-padrão} = 0.005, \text{ICred95\%}[0.007;0.026])$ são reduzidas. O modelo com distribuição de Poisson apresenta melhor ajuste face ao modelo com distribuição Binomial Negativa (Logscore: 2.026 *vs* 2.029; DIC: 7937.4 *vs* 7971.7). Dada a relevância do género foi realizada uma análise estratificada. Quando ajustados modelos distintos, um para cada sexo, sobressaem outros factores influentes na incidência deste cancro. Em ambos os sexos o tempo possui comportamento análogo ao da Figura 63. Nos homens destacam-se como factores de risco as variáveis estatuto socioeconómico, percentagem de fumadores, alcoólicos e sedentários (estimativas: $\beta_2 = -0.162, \text{ICred95\%}[-0.257;-0.0657]$; $\beta_3 = 0.020, \text{ICred95\%}[0.003;0.037]$; $\beta_5 = -0.018, \text{ICred95\%}[-0.033;-0.002]$; $\beta_6 = -0.013, \text{ICred95\%}[-0.026;-0.001]$) respetivamente. No sexo feminino apenas se registou a condição socioeconómica como fator de risco (estimativa $\beta_2 = -0.186, \text{ICred95\%}[-0.291;-0.081]$). Os padrões de correlação espacial são idênticos em ambos os sexos ($E(\sigma_{\psi_{\text{Masculino}}}^2|\text{dados}) = 0.018, \text{ICred95\%}[0.004;0.005]$; $E(\sigma_{v_{\text{Masculino}}}^2|\text{dados}) = 0.011, \text{ICred95\%}[0.004;0.023]$; $E(\sigma_{\psi_{\text{Feminino}}}^2|\text{dados}) = 0.016, \text{ICred95\%}[0.003;0.052]$; $E(\sigma_{v_{\text{Feminino}}}^2|\text{dados}) = 0.011, \text{ICred95\%}[0.004;0.025]$). A Figura 65 apresenta os mapas dos riscos relativos esperados desta neoplasia no sexo masculino. Uma vez que o padrão dos riscos é idêntico em ambos os sexos, optou-se pela apresentação de um conjunto de mapas.

6.6.3 Cancro do recto

A estatística I de Moran detetou a presença de autocorrelação espacial significativa ($p = 0.001$ em ambos os sexos) no período

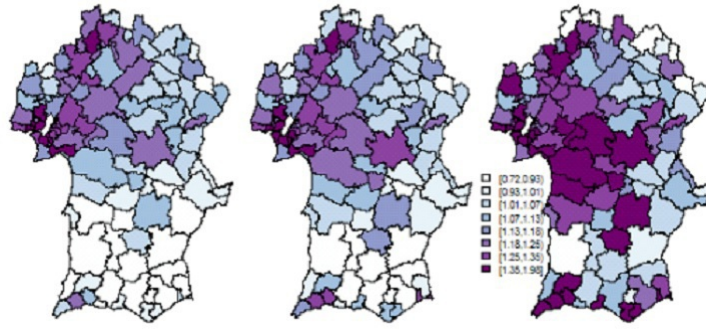


Figura 65: Mapas dos riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência do cancro do cólon, no sexo masculino, para os anos 1998, 2001 e 2006 respetivamente.

1998 – 2006. O modelo espaço-temporal assumido na estimação dos riscos relativos para a neoplasia do recto foi:

$$\begin{aligned} \log(\lambda_{ijg}) &= \beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_g + \beta_2 X1_i + \beta_3 \text{PAF98}_i + \beta_4 \text{IMC25}_i + \beta_5 \text{RALC}_i \\ &= +\beta_6 \text{SED}_i + \psi_i + \nu_i + f(t_j) \end{aligned} \quad (36)$$

A componente temporal não revelou comportamento linear (Fig. 66) no período em análise, sendo portanto necessário na sua modelação a utilização de um passeio aleatório de segunda ordem.

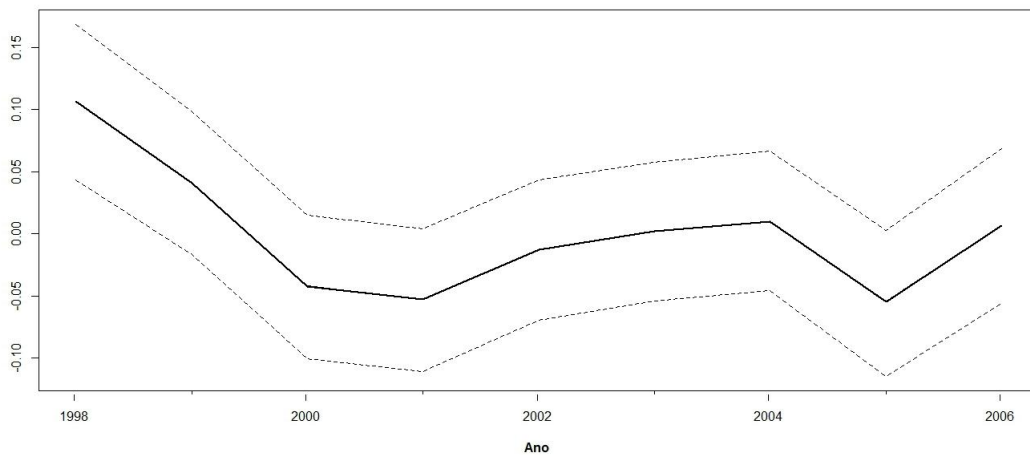


Figura 66: No cancro do recto, a componente temporal revelou um comportamento não linear no período 1998-2006, sendo utilizado na sua modelação um passeio aleatório de segunda ordem.

Nesta neoplasia, os homens apresentam risco acrescido face às mulheres (estimativa de $\beta_1 = 0.693$; ICred95%[0.3697;0.991]) conforme ilustrado na Figura 67.

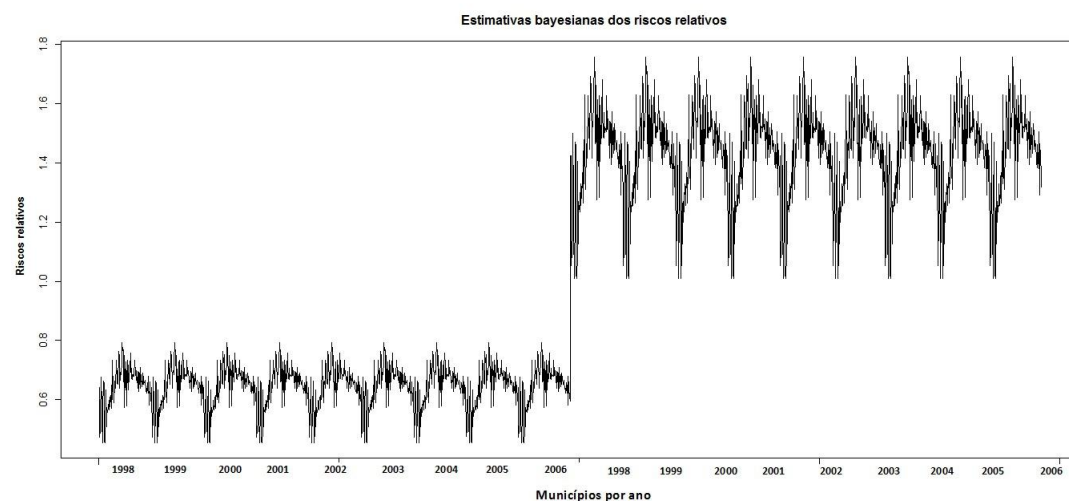


Figura 67: Riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência de cancro do recto, por ano e por concelho.

Há uma estabilização na incidência ao longo do período em análise. Os dois primeiros resultados estão em sintonia com os de capítulos anteriores. O nível económico baixo apresenta menor risco quando comparado com o nível económico alto (estimativa de $\beta_2 = -0.036$). O consumo de álcool e o sedentarismo são factores influentes na incidência deste tumor (estimativa de $\beta_5 = -0.012$, ICred95%[0.000;0.024]; estimativa de $\beta_6 = 0.016$, ICred95%[0.006;0.026]). A estimativa da variabilidade espacial estruturada ($E(\sigma_{\psi}^2|\text{dados}) = 0.012$, ICred95%[0.004;0.064]) e não-estruturada ($E(\sigma_v^2|\text{dados}) = 0.018$, ICred95%[0.009;0.004]) são reduzidas. O modelo com distribuição de Poisson apresenta melhor ajuste face ao modelo com distribuição Binomial Negativa (Logscore: 1.637 *vs* 1.644; DIC: 6419.194 *vs* 6458.75).

Quando ajustados modelos distintos, um para cada sexo, sobressaem outros factores influentes na incidência deste cancro. Em ambos os sexos o tempo não possui comportamento linear. No sexo feminino registou-se como factor influente a obesidade (estimativa $\beta_4 = 0.0144$) e como factor de risco o sedentarismo (estimativa $\beta_6 = 0.0199$, ICred95%[0.007;0.0199]). Nos homens o estatuto socioeconómico revelou ser o mais influente (estimativa: $\beta_2 = -0.0637$. Os padrões de correlação espacial são idênticos em ambos os sexos ($E(\sigma_{\psi_{\text{Masc.}}}^2|\text{dados}) = 0.01$, ICred95%[0.003;0.061]; $E(\sigma_{v_{\text{Masc.}}}^2|\text{dados}) = 0.013$, ICred95%[0.006;0.035]; $E(\sigma_{\psi_{\text{Fem}}}^2|\text{dados}) = 0.01$, ICred95%[0.005;0.07]; $E(\sigma_{v_{\text{Fem}}}^2|\text{dados}) = 0.014$, ICred95%[0.005;0.042]). A Figura 68 apresenta o mapa dos riscos relativos esperados desta neoplasia no sexo masculino para o ano de 2006. Tal é justificado

uma vez que os mapas são indistinguíveis no tocante ao género e período.

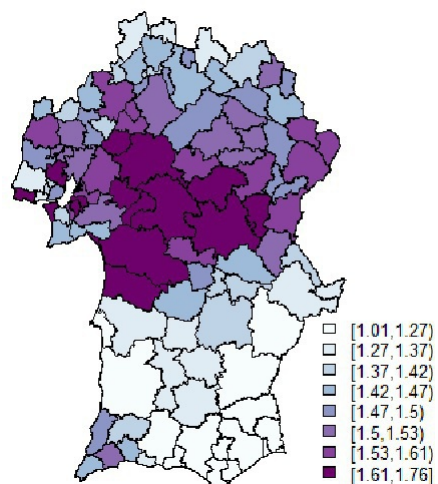


Figura 68: Mapas dos riscos relativos esperados *a posteriori* para a incidência do cancro do recto, no sexo masculino, para o ano de 2006.

Parte II

APÊNDICES

A palavra epidemiologia deriva do grego (*epi* = sobre; *demos* = população; *logos* = estudo). Em sua etimologia significa «estudo sobre populações». A epidemiologia é definida como «o estudo da distribuição e dos determinantes dos estados de saúde ou acontecimentos a eles associados, em populações específicas». Posteriormente, foi incorporado à definição de epidemiologia «a aplicação desses estudos ao controlo dos problemas de saúde (Last, 2001)».

A mensuração da saúde e sua comparabilidade com outras populações exige a utilização de indicadores de saúde. Consta-se porém que, apesar da designação "indicadores de saúde", grande parte dos indicadores quantifica doença e morte indiciando que por vezes é mais fácil mensurar doença do que mensurar saúde.

Ao longo da presente investigação serão utilizadas e referidas medidas que devido à sua importância carecem de ser previamente explicadas e definidas para uma melhor compreensão do fenómeno cancro. Merecem destaque as seguintes:

Pessoa-tempo (person-time)

É uma medida que combina o número de indivíduos com o seu “contributo temporal” num dado estudo. Esta medida é utilizada frequentemente como denominador da taxa de incidência. O total de pessoa-tempo, corresponde ao somatório dos períodos de tempo nos quais cada indivíduo permaneceu sob observação. A pertinência desta medida parte da constatação de que o investigador é incapaz de saber o que ocorre com os indivíduos antes da sua entrada ou depois da sua saída num estudo. Ou seja, não há como saber se, antes ou depois do estudo, os indivíduos estavam em risco. É importante especificar qual a escala de pessoa-tempo que será utilizada (pessoa-ano, pessoa-mês, pessoa-dia) em função do tempo de *follow-up* (vários anos, vários meses, vários dias). A Figura 69 ilustra o cálculo pessoa-tempo, para cinco indivíduos que foram observados durante um período de um mês. A medida de pessoa-tempo adotada neste exemplo será pessoa-dia. O valor total de pessoa-tempo será a soma do contributo temporal de cada um dos cinco indivíduos, para a unidade de tempo dias. Total pessoa-dias=10+20+30+15+25=100.

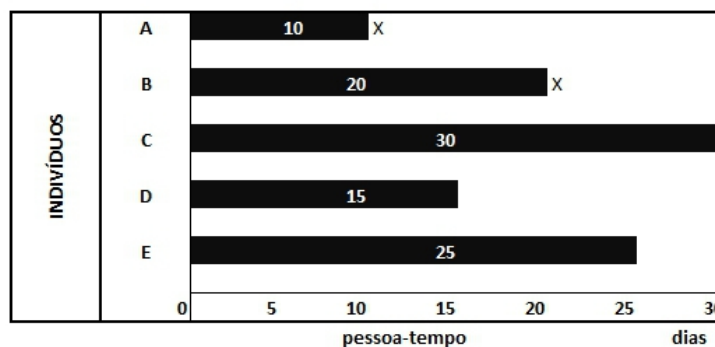


Figura 69: Tempo de observação, em dias, de 5 indivíduos num período de um mês.

Taxa de Incidência

Um papel fundamental dos RCBP consiste na determinação de taxas de incidência e sua posterior utilização no estudo do risco de neoplasias específicas na área abrangida pelo registo comparativamente com outras áreas, bem como na comparação de diferentes subgrupos do mesmo registo. Uma vez que o fenómeno cancro na população humana é considerado raro, serão necessárias para o seu estudo populações numerosas observadas durante um longo período.

No âmbito da oncologia, define-se taxa de incidência λ como o número de novos casos diagnosticados com cancro por população em risco num dado período [Rothman et al. (2008)]. A forma mais precisa de determinar a taxa de incidência é calcular o que Last (2001) designa por “taxa de incidência pessoa-tempo”. A taxa de incidência λ pode ser estimada através do quociente entre o número de pessoas que contraem a doença num determinado período e o somatório dos períodos de tempo durante os quais cada pessoa da população em estudo está em risco (Bonita et al., 2006); valor esse que será pós multiplicado por uma constante κ que usualmente é uma potência de base dez¹ (Mausner et al., 1985).

Padronização de taxas

As taxas de cancro apresentam grande variabilidade quando são tidas em conta variáveis como: sexo, idade, período, região e outras de cariz demográfico. A variabilidade nas taxas é compreensível uma vez que poderão ser influenciadas por inúmeros fatores, fatores esses não imutáveis quer no tempo quer no espaço (Caselli et al., 2005). A comparação de taxas e medidas de risco não pode ser feita de

¹ a constante mais utilizada no cálculo de λ em RCBP é 10^5 pessoas-ano.

forma direta. Tal facto é justificado por diferenças na estrutura etária subjacente a cada região/período serem muitas vezes de carácter único e irrepetível. Com efeito, regiões com populações mais idosas terão só pela sua estrutura, taxas de mortalidade mais elevadas do que regiões com populações mais jovens, não se podendo inferir que tal represente a existência de riscos regionais acrescidos. Em epidemiologia este fenómeno é designado por confundimento e a variável em questão de confundidora. Para eliminar o confundimento recorre-se à padronização.

A padronização consiste em métodos de ajustamento baseados em médias ponderadas nos quais os pesos são escolhidos de forma a dar uma “apropriada” base de comparação (*e.g.* o “*standard*”). Os métodos de padronização mais usuais são os da padronização direta e indireta. Segundo [Breslow e Day \(1987\)](#), o método da padronização direta possui vantagens assinaláveis em termos de interpretação e deverá, sempre que possível, ser utilizado em detrimento do método indireto.

Uma taxa cujo cálculo não tenha em conta a estrutura de uma população é designada por taxa bruta (*crude rate*), cuja determinação apresenta-se em seguida:

considere uma população de tamanho N com j grupos etários ($j = 1, \dots, J$). Seja n_j a dimensão do grupo etário j e d_j o número de casos nesse grupo num dado período de tempo. A taxa bruta λ é estimada por:

$$\lambda = \frac{D}{N} \times k = \frac{\sum_{j=1}^J d_j}{\sum_{j=1}^J n_j} \times k \quad (37)$$

A mensuração da ocorrência de cancro é melhor retratada em termos de taxas de incidência por 10^5 pessoas-ano, sendo o valor k na equação (37) igual a 10^5 . Nessa medida o valor de n_j poderá figurar como o número de pessoas-ano (ou de pessoas) no j -ésimo grupo etário ($j = 1, \dots, J$).

A taxa bruta λ é por vezes expressa como soma ponderada de taxas específicas λ_j . Assim, a expressão (37) poderá ser redefinida na forma:

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^J d_j}{N} \times k = \frac{\sum_{j=1}^J n_j \left(\frac{d_j}{n_j} \right)}{N} \times k = \sum_{j=1}^J \left(\frac{n_j}{N} \right) \left(\frac{d_j}{n_j} \right) \times k = \sum_{j=1}^J w_j \lambda_j \times k \quad (38)$$

onde w_j corresponde ao peso atribuído ao j -ésimo grupo etário.

A probabilidade de vir a sofrer de uma neoplasia aumenta com a idade, justificando a utilização de taxas específicas λ_j ao invés da taxa bruta λ . Todavia não é desejável proceder à comparação de taxas em vários grupos etários, especialmente quando as diferenças encontradas entre regiões não têm um sentido uniforme, isto é, são mais reduzidas em certos grupos etários e mais acentuadas noutros. Nestas condições é preferível a comparação de taxas através de um valor único que caracterize cada região e elimine o efeito da idade.

Método de padronização direta

O método de padronização direta, *Age Standardized Rates* (ASR), exige uma população padrão e taxas específicas de incidência/mortalidade na população em estudo. Com base nessa informação, irá determinar-se o número de casos/óbitos que ocorreriam na população-padrão, caso estivesse sujeita à incidência/mortalidade específica por idades da região em estudo. A partir do número total de casos/óbitos esperados, calcula-se diretamente a taxa padronizada pela idade. A padronização direta é determinada pela expressão:

$$\lambda = \frac{\sum_{j=1}^J \frac{d_j}{n_j} \times n_j^*}{\sum n_j^*} \times k = \frac{E^*}{N^*} \times k \quad (39)$$

onde:

n_j^* número de pessoas no grupo etário j na população padrão;

E^* total de casos /óbitos esperados na população padrão;

N^* dimensão da população padrão.

A Tabela 26 contempla as duas populações padrão mais utilizadas e adotadas no presente estudo: população europeia (WHO/IARC,1976) e mundial (Doll et al.,1966). A adoção destas populações como padrão prende-se não só com o facto do registo ROR-Sul seguir as diretrizes do IARC (*International Agency for Research on Cancer*) como também de inúmeros trabalhos de investigação e artigos publicados adotarem as referidas populações, permitindo assim uma maior comparabilidade de resultados. Acresce dizer que a população europeia comparativamente à mundial atribui um menor peso às faixas etárias mais jovens e um maior peso às faixas etárias mais velhas, apresentando uma maior proximidade à nossa pirâmide etária apesar de todas as idiossincrasias naturalmente existentes.

Índice j	Grupo Etário	População Europeia (EU)	População Mundial (WHO)
1	[0,5)	8000	12000
2	[5,10)	7000	10000
3	[10,15)	7000	9000
4	[15,20)	7000	9000
5	[20,25)	7000	8000
6	[25,30)	7000	8000
7	[30,35)	7000	6000
8	[35,40)	7000	6000
9	[40,45)	7000	6000
10	[45,50)	7000	6000
11	[50,55)	7000	5000
12	[55,60)	6000	4000
13	[60,65)	5000	4000
14	[65,70)	4000	3000
15	[70,75)	3000	2000
16	[75,80)	2000	1000
17	[80,85)	1000	500
18	[85+,	1000	500
Total		100000	100000

Tabela 26: Dimensão das populações Europeia e Mundial segundo o grupo etário.

Os pesos w_j presentes na equação (38) serão determinados tendo como base a distribuição das idades segundo a população padrão. As taxas de incidência de cancro, são normalmente determinadas a partir de RCBP que abrangem uma vasta área territorial povoada. Erros inerentes ao processo de recolha de dados, codificação da causa de morte/tipo de neoplasia, bem como da estimação do número de pessoas-ano, devem ser minimizados. Surge portanto a necessidade em determinar o erro padrão da taxa.

Chiang (1961)[31] refere que os valores de d_j não são correlacionados e nessa medida o erro padrão (*Standard Error -SE*) da expressão (38) é determinado por:

$$SE(\lambda) = \left(\sum_{j=1}^J w_j^2 \text{Var}(\lambda_j) \right)^{1/2} = \left(\sum_{j=1}^J w_j^2 \frac{d_j}{n_j^2} \right)^{1/2} \quad (40)$$

A existência de taxas específicas λ_j reduzidas constata-se com regularidade, uma vez que determinadas neoplasias usualmente aparecem após um longo tempo de exposição ou em idades avançadas. Nessa medida Armitage & Berry (1987) [8] propõe que o cálculo do erro padrão da taxa ajustada pelo método direto seja efetuado tendo em conta uma de duas possíveis aproximações, a saber:

- aproximação pela distribuição Binomial, dado por:

$$SE(\lambda) = \left(\frac{\left[\sum_{j=1}^J \lambda_j n_j^{*2} (100000 - \lambda_j) / n_j \right]}{\left(\sum_{j=1}^J n_j^* \right)^2} \right)^{1/2} \quad (41)$$

- aproximação pela distribuição Poisson, dado por:

$$SE(\lambda) = \left(\frac{\left[\sum_{j=1}^J \lambda_j n_j^{*2} \cdot 100000 / n_j \right]}{\left(\sum_{j=1}^J n_j^* \right)^2} \right)^{1/2} \quad (42)$$

Segundo a literatura, usualmente ambas as aproximações conduzem a resultados similares, facto esse constatado na presente investigação. O resultados encontram-se sintetizados na Tabela 27 e os respetivos cálculos podem ser consultados em anexo.

Para um nível de significância fixo α é possível a construção de um intervalo de confiança para a taxa λ (ASR) determinada pela expressão (43):

$$\hat{\lambda} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot SE(\hat{\lambda}) \quad (43)$$

onde $Z_{\frac{\alpha}{2}}$ corresponde ao quantil de ordem $\frac{\alpha}{2}$ da distribuição normal padrão.

Todavia a aplicabilidade da padronização direta poderá ser inviabilizada caso:

- (I) sejam desconhecidas as taxas de incidência/mortalidade específica λ_j na população em estudo;
- (II) seja reduzido o número de casos/óbitos registados em áreas com baixa densidade populacional, o que conduz ao descrédito nas taxas específicas uma vez que essas taxas serão projetadas na população padrão, fazendo com que o número de casos/óbitos esperados sofra grande variabilidade.

População padrão	Aproximação	Tumor	SE(λ)
WHO	binomial		0,16112
WHO	poisson	cólon	0,16118
EU	binomial		0,22685
EU	poisson		0,22696
WHO	binomial		0,13962
WHO	poisson	recto	0,13965
EU	binomial		0,17571
EU	poisson		0,17575
WHO	binomial		0,176199
WHO	poisson	estômago	0,17624
EU	binomial		0,21892
EU	poisson		0,21900

Tabela 27: Determinação do erro padrão da taxa (ASR) por tumor, segundo aproximações distintas.

TENDÊNCIA EM TAXAS PADRONIZADAS

As metodologias anteriormente descritas na comparação de taxas padronizadas apesar de úteis são de utilização limitada pois o seu estudo contempla apenas um par de taxas. Uma questão pertinente é saber a existência (ou não) de tendência nas taxas padronizadas. Uma abordagem que permite detetar tendência linear numa série temporal de taxas padronizadas é feita com recurso ao modelo de regressão linear simples (RLS). Um modelo de RLS descreve uma relação entre uma variável quantitativa independente, X , e uma variável quantitativa dependente, Y , nos termos seguintes:

$$Y_n = \alpha + \beta X_n + E_n \quad (44)$$

onde, no presente caso:

n índice denotando as observações do par de variáveis X e Y referentes ao n -ésimo período ($n = 1, \dots, N$);

Y_n taxa de incidência de cancro padronizada referente ao n -ésimo período;

X_n diferença entre o n -ésimo período e o período de referência;

α intercepto;

β declive da reta de regressão.

E_n erro aleatório associado a Y_n .

O modelo de RLS baseia-se nas hipóteses de que os erros aleatórios são mutuamente independentes e normalmente distribuídos ($E_n \sim N(0; \sigma^2)$). Se a condição anterior for verificada os valores de $Y_n \sim N(\mu_{Y_n}; \sigma^2)$. Segundo Bland (1987) [12], os parâmetros α e β podem ser estimados por:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (45)$$

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - b\bar{x} \quad (46)$$

onde: $\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n$ e $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$. β representa o aumento/diminuição médio na taxa de incidência padronizada por cada acréscimo de um ano na variável preditora. O erro padrão de β e respetivo intervalo de confiança são determinados respetivamente por:

$$SE(\hat{\beta}) = \sqrt{\frac{\frac{1}{n-2} \left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 - b^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right\}}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (47)$$

$$IC(\hat{\beta}) = \hat{\beta} \pm Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot SE(\hat{\beta}) \quad (48)$$

Poder-se-á testar se o valor de β é estatisticamente diferente de zero ($H_0 : \beta = 0$ vs $H_1 : \beta \neq 0$). A estatística de teste $\frac{b}{SE(b)}$ seguirá uma distribuição *t-student* com $n-2$ graus de liberdade [8] caso a hipótese nula H_0 seja verdadeira.

ÍNDICE *estimated annual percent change* - EAPC

A *Estimated Annual Percent Change*-EAPC é um índice que permite avaliar tendências em indicadores de saúde. A sua aplicabilidade justifica-se em séries temporais iguais ou superiores a oito anos. O cálculo do índice EAPC é feito segundo o ajuste de uma reta pelo método dos mínimos quadrados ao logaritmo natural das taxas de incidência padronizadas, sendo utilizado o período como variável independente. A suposição de linearidade na logaritmização das taxas equivale a dizer que as mudanças nas mesmas dão-se segundo uma constante.

Seja ASR_t a taxa de incidência padronizada no período t , onde $t=1, \dots, n$. No presente estudo, $n=9$ (anos 1998 a 2006). O valor

esperado da variável resposta está relacionado com o período pela expressão:

$$\ln(E[ASR_t]) = \alpha + \beta t + \varepsilon \quad (49)$$

Com a estimação dos respectivos parâmetros tem-se que:

$$\ln(\hat{E}[ASR_t]) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t \quad (50)$$

sendo a expressão anterior equivalente a:

$$\hat{E}[ASR_t] = e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}t} \quad (51)$$

O índice EAPC é então determinado por:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\hat{E}[ASR_{t+1}] - \hat{E}[ASR_t]}{\hat{E}[ASR_t]} \right) \cdot 100\% &= \left(\frac{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}(t+1)} - e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}t}}{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}t}} \right) \cdot 100\% \\ &= \left(\frac{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}(t+1)}}{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}t}} - 1 \right) \cdot 100\% = (e^{\hat{\beta}} - 1) \cdot 100\% \end{aligned} \quad (52)$$

Intervalo de confiança para o índice EAPC

O intervalo de confiança para o índice EAPC [84] é determinado pela expressão :

$$\left(e^{\hat{\beta} \mp T_{val} \cdot \hat{S}_{\beta}} - 1 \right) \cdot 100\% \quad (53)$$

onde Tval é o quantil de probabilidade $1 - \frac{\alpha}{2}$ de uma distribuição *t-student* com n-2 gl e \hat{S}_{β} o erro padrão de $\hat{\beta}$. No cálculo de \hat{S}_{β} assume-se que as taxas aumentam/diminuem segundo um valor constante ao longo do período em estudo, não sendo contudo possível aferir a validade desta suposição. É sempre possível testar a hipótese de que o valor β do índice EAPC seja não nulo através da estatística de teste $\frac{\hat{\beta}}{\hat{S}_{\beta}}$ que segue sob a hipótese $\beta = 0$ uma distribuição *t-student* com n-2 gl, sendo n o número de períodos da série cronológica.

ÍNDICE EAPC PARA OS CANCROS DO CÓLON, ESTÔMAGO E RECTO

Tendo como base a metodologia EAPC, procurou-se determinar para as neoplasias em estudo, mudanças anuais significativas nas taxas de incidência. Numa primeira abordagem não foi contemplado o sexo. A Figura 70 ilustra os valores da EAPC para cada uma das neoplasias com o correspondente intervalo de confiança associado. Nos presentes cálculos foi adotada a população europeia como padrão e um nível de significância $\alpha = 0.05$.

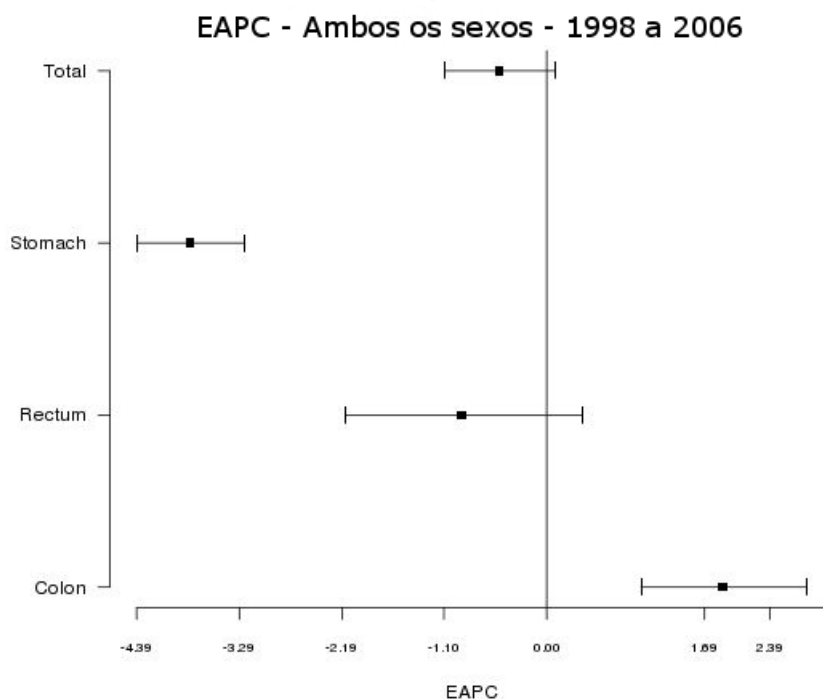


Figura 70: Determinação do intervalo de confiança para o índice EAPC para as neoplasias do cólon, recto e estômago.

Verificou-se no cancro do cólon, um acréscimo anual significativo de 1.9%(1%,2.8%) nas taxas de incidência padronizadas. Igualmente significativo porém com comportamento oposto, o cancro do estômago têm vindo a sofrer um decréscimo anual regular de 3.8%(−4.4%,−3.3%). No tocante ao cancro do recto, embora não evidenciada significância estatística, os valores indiciam um decréscimo anual nas taxas de 0.9%(−2.1%,0.38%) muito embora tal decréscimo tenda para uma estabilização. Em termos globais, embora não evidenciada significância estatística, poder-se-á apontar para um decréscimo anual de 0.5% (−1.1%,0.09%) nas taxas de incidência padronizadas.

Quando a análise EAPC é estratificada por sexo, Figura 71, verifica-se no sexo feminino que os seus valores são praticamente todos significativos para as neoplasias em estudo, ao contrário do sexo masculino. A magnitude das taxas é superior no sexo feminino. Constata-se um acréscimo anual superior no cancro do cólon nos homens (2.67%) comparativamente às mulheres (0.91%) nas taxas de incidência ajustadas. Com valores pontuais praticamente semelhantes (−3.98% H; −3.95% M), o cancro do estômago regista uma redução anual, apresentando maior amplitude o intervalo de confiança associado ao sexo feminino. No cancro do recto, a redução nas taxas anuais é mais pronunciada nos homens (−1.42%) do que nas

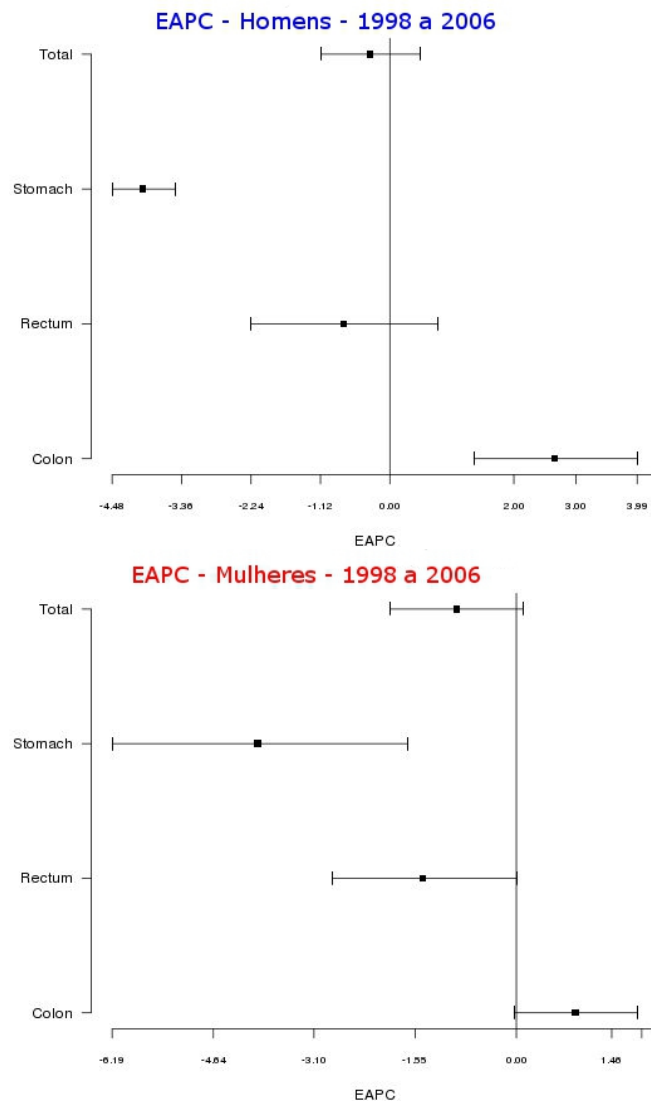


Figura 71: Determinação do índice EAPC para as neoplasias em estudo segundo o sexo.

mulheres (-0.71%). Nos presentes cálculos foi adotada a população europeia como padrão e um nível de significância $\alpha = 0.05$.

APROXIMAÇÃO POLINOMIAL DE FUNÇÕES

Neste capítulo apresentar-se-ão duas abordagens que permitem encontrar um valor aproximado para uma função f calculada em um ponto x do intervalo I , através de um conjunto de N pontos previamente definidos $\{(x_i, f(x_i))\}_{i=1}^N$ tais que $x_i \in I$. A presente metodologia será utilizada nos modelos APC aquando da extrapolação de taxas futuras de incidência de cancro (projeção de taxas) como também na incorporação de funções suavizadoras, nomeadamente *splines* cúbicos, nos referidos modelos.

B.1 INTERPOLAÇÃO POLINOMIAL

Seja g uma função que aproxima f no intervalo I . Se para um conjunto de pontos x_i ($i = 1, \dots, N$), $g(x_i) = f(x_i)$ então dizemos que g interpola a função f nos valores x_1, x_2, \dots, x_N . A função g , também designada função interpolante, poderá ser utilizada para encontrar uma aproximação ao valor de f no ponto $x \in [x_1, x_N]$, procedimento esse designado de interpolação. Caso $x \notin [x_1, x_N]$ e ainda assim seja utilizada a função g para encontrar o valor aproximado de f nesse ponto, o procedimento designa-se extrapolação. Se a função g for um polinómio de grau N que passa pelos pontos $(x_i, f(x_i))$, estaremos perante uma interpolação polinomial, passando g a ser designada de polinómio interpolador P . Para um conjunto de $N + 1$ pontos $(x_0, f(x_0)), (x_1, f(x_1)), \dots, (x_N, f(x_N))$, define-se polinómio interpolador de grau N ao polinómio P que satisfaça:

$$\begin{aligned} P(x_0) &= f(x_0) \\ P(x_1) &= f(x_1) \\ &\dots \\ P(x_N) &= f(x_N) \end{aligned}$$

Numa interpolação ajustada a N pontos, será utilizado o polinómio interpolador de grau $N-1$. Se a função interpoladora adotada for um polinómio de grau um (função afim) então a interpolação designar-se-á de linear e serão necessários dois pontos $(x_i, f(x_i))$ e $(x_{i+1}, f(x_{i+1}))$, cujo valor de x a ser interpolado deverá figurar no intervalo (x_i, x_{i+1}) . Numa interpolação quadrática, será utilizado um polinómio de grau dois com três pontos e assim sucessivamente. O sucesso em conseguir determinar a interpolação de um conjunto de pontos depende da escolha da função interpolante. A escolha de

polinómios como funções interpolantes é natural por dois motivos: são de fácil manipulação matemática (derivação e integração) e permitem aproximar uma grande variedade de funções.

O polinómio interpolador ¹ de grau N poderá ser definido na forma:

$$P_N = \sum_{i=0}^N \left(y_i \prod_{\substack{j=0 \\ j \neq i}}^N \frac{x - x_j}{x_i - x_j} \right) \quad (54)$$

A unicidade do polinómio interpolador é garantida pela seguinte preposição, cuja demonstração poderá ser consultada em [de Castro Humes et al. \(1984\)](#).

Teorema: Seja f_i ($i = 1, 2, \dots, N$) o valor da função f calculada nos N pontos distintos de interpolação x_i . Para um conjunto arbitrário de valores f_i , existe um e somente um polinómio P de grau inferior ou igual a $N-1$ tal que $P(x_i) = f_i$, para $i = 1, 2, \dots, N$.

Nos modelos APC serão feitas projeções de taxas de incidência futuras de cancro tendo como base o polinómio interpolador de primeiro grau. Nessa medida, desenvolver-se-á a expressão (54) para dois pontos conhecidos $(x_0, y_0), (x_1, y_1)$. A obtenção do polinómio interpolador de Lagrange deverá cumprir as seguintes etapas:

1. Escrever a lei da função polinomial de grau um: $y = a_1x + a_0$;
2. Substituir o par de pontos conhecidos na equação do polinómio anterior, dando origem a um sistema de duas equações a duas incógnitas (a_0, a_1) representado por:

$$\begin{aligned} a_1x_0 + a_0 &= y_0 \\ a_1x_1 + a_0 &= y_1 \end{aligned}$$

3. Resolver o sistema anterior em ordem às incógnitas a_0 e a_1 , resultando em: $a_1 = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}$ e $a_0 = y_0 - \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}x_0$;
4. Substituir a_1 e a_0 na equação dada na primeira etapa, obtendo-se:

$$y = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}x + y_0 - \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}x_0 \quad (55)$$

Os termos da equação (55) podem ser reagrupados por forma a se obter o respectivo polinómio interpolador de Lagrange, dado por:

$$y = \frac{x - x_1}{x_0 - x_1}y_0 + y_1 \frac{x - x_0}{x_1 - x_0} \quad (56)$$

Para determinar o valor de y para $x = x_k$ onde $x_k \in [x_0, x_1]$, basta substituir x por x_k na equação (56).

¹ também designado por polinómio interpolador de Lagrange em honra ao matemático italiano Joseph Louis Lagrange (1736 – 1813) seu autor.

B.2 INTERPOLAÇÃO SEGMENTADA

Na seção anterior vimos que é sempre possível utilizarmos um polinômio interpolador de grau N ajustado a um conjunto de $N + 1$ pontos. Para valores elevados de N , o respectivo polinômio interpolador conduz a resultados não satisfatórios dada a grande oscilação associada (Fig. 72b) e inexatos (devido a erros de arredondamento). Nessas situações, a interpolação segmentada também designada de interpolação por *splines* pode auxiliar a tarefa de interpolação (Fig. 72a).

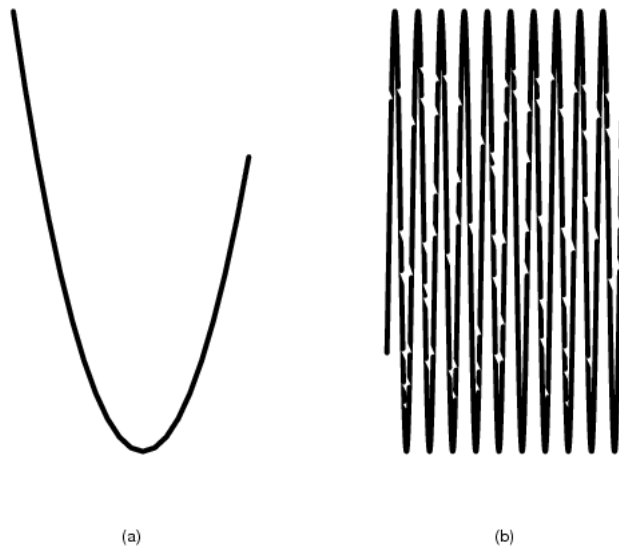


Figura 72: (a) curva suavizada pela função cúbica sem grandes oscilações *vs* (b) curva suavizada por polinômios de ordem superior sujeita a maiores oscilações.

Uma forma de otimizar os resultados anteriores será através da utilização de polinômios de grau inferior ligados entre si, tomando um subconjunto dos dados iniciais comumente designado por nós.

A utilização de funções *spline*, regra geral, tem permitido um ajustamento mais suavizado. A escolha do polinômio de grau três (função cúbica) na construção de curvas suavizadas (*splines* cúbicos) justifica-se por:

- (1) ser o polinômio de menor grau que suporta uma inflexão;
- (2) ser uma função de classe C^2 , ou seja a sua segunda derivada é uma função contínua, o que permite a construção de curvas suavizadas sem grandes oscilações;

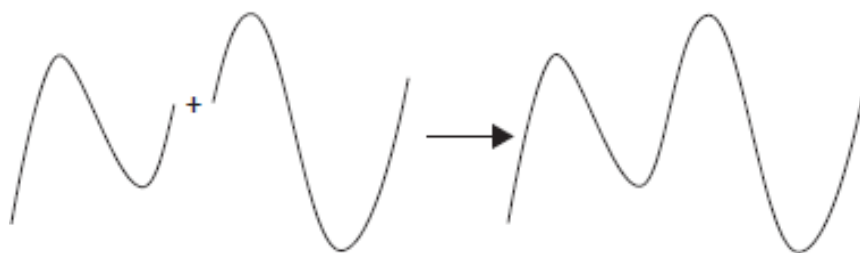


Figura 73: Uma curva complexa poderá ser seccionada através da definição de vários nós, traduzindo-se pela existência de um maior número de pontos de inflexão, permitindo a ligação de vários polinómios (curvas) cúbicos.

- (3) polinómios de grau superior a três tendem a ser sensíveis aos nós fixados (pontos a interpolar) e nem sempre conduzem a curvas suavizadas.

O procedimento de construção de *splines* é análogo qualquer que seja o grau dos polinómios utilizados. Como o *spline* de maior interesse é o cúbico, daremos ênfase a este.

B.3 SPLINE CÚBICO

Seja o conjunto de pontos $(x_0, f(x_0)), (x_1, f(x_1)), \dots, (x_N, f(x_N))$ ordenados segundo os valores das suas abscissas $x_0 < x_1 < \dots < x_N$. Um *spline* cúbico é uma função $f_i(x)$ definida no intervalo $[x_0, x_N]$ com as seguintes propriedades:

- $f_i(x)$, $f'_i(x)$ e $f''_i(x)$ são funções contínuas no intervalo $[x_0, x_N]$;
- em cada subintervalo $[x_i, x_{i+1}]$, $f_i(x)$ é um polinómio cúbico tal que $f_i(x) = f(x_i)$ para $i = 0, 1, \dots, N$.

Portanto $f_i(x) = a_i + b_i x + c_i x^2 + d_i x^3$ é o *spline* cúbico definido entre os nós (pontos de interpolação) i e $i + 1$. $f_i(x)$ é composto por $N - 1$ polinómios cúbicos, onde cada polinómio é determinado por 4 coeficientes (a_i, b_i, c_i e d_i) o que dá um total de $4N - 4$ coeficientes a determinar, ou seja $4N - 4$ incógnitas. Na determinação das $4N - 4$ incógnitas, caracterizadoras do *spline* cúbico, terão obrigatoriamente de ser cumpridos os seguintes aspectos:

1. Cada segmento de curva, dado por um polinómio de grau 3, terá que passar pelos nós de interpolação. Assim $f_i(x_i) = y_i$ e $f_i(x_{i+1}) = y_{i+1}$. Esta condição reforça a continuidade (funções classe C^0) e faz com que ambas as curvas unam-se num único ponto (ver Fig. 74). Repare-se que cada segmento de curva dá-nos duas equações lineares: $a_i + b_i x_i + c_i x_i^2 + d_i x_i^3 = y_i$ e $a_i + b_i x_{i+1} + c_i x_{i+1}^2 + d_i x_{i+1}^3 = y_{i+1}$. Todavia na determinação dos quatro coeficientes serão necessárias mais duas equações para cada segmento.

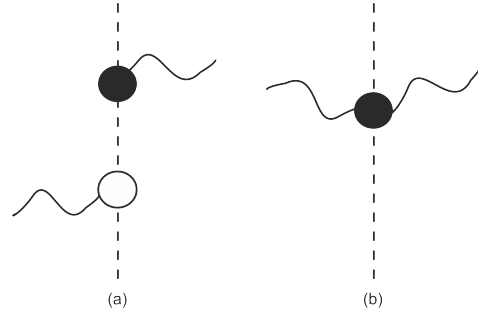


Figura 74: (a) a função não é de classe C^0 ; (b) função de classe C^0 .

2. É exigido a cada segmento de curva que possua o mesmo declive aquando da sua junção (ver Fig. 75). Assim $f'_i(x_i + 1) = f'_{i+1}(x_i + 1)$. A presente condição, obriga que ambos os segmentos sejam funções de classe C^1 (aditem primeira derivada contínua) com igual declive. Como $f'_i(x) = b_i + 2c_i x + 3d_i x^2$, teremos mais uma equação linear para cada segmento, ou seja: $b_i + 2c_i x_{i+1} + 3d_i x_{i+1}^2 = b_{i+1} + 2c_{i+1} x_{i+1} + 3d_{i+1} x_{i+1}^2$.

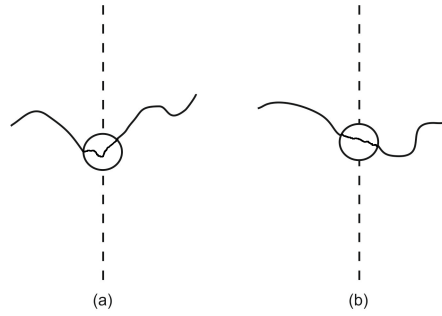


Figura 75: (a) a função não é de classe C^1 ; (b) função de classe C^1 .

Os *splines* lineares, segmentos de curvas de grau um (ver Fig. 76), não respeitam este requisito, não sendo por isso escolhidos em detrimento dos *splines* cúbicos.

3. Na quarta equação necessária à determinação dos coeficientes é exigido que os segmentos apresentem a mesma curvatura no local de junção (ver Fig. 77). Assim $f''_i(x_i + 1) = f''_{i+1}(x_i + 1)$ o que vem a reforçar que as funções sejam de classe C^2 (derivadas de ordem dois contínuas). Como $f''_i(x) = 2c_i + 6d_i x$ para os dois segmentos teremos: $2c_i + 6d_i x_{i+1} = 2c_{i+1} + 6d_{i+1} x_{i+1}$.

4. Portanto temos até agora um total de $4N - 6$ equações. Restam duas equações para que seu número seja igual ao número de incógnitas. Essas duas últimas equações são condições de fronteira do *spline*. Com relação ao comportamento de $f_i(x)$ no extremo do intervalo, existem várias possibilidades a serem consideradas. No presente estudo, vamos-nos cingir a duas:

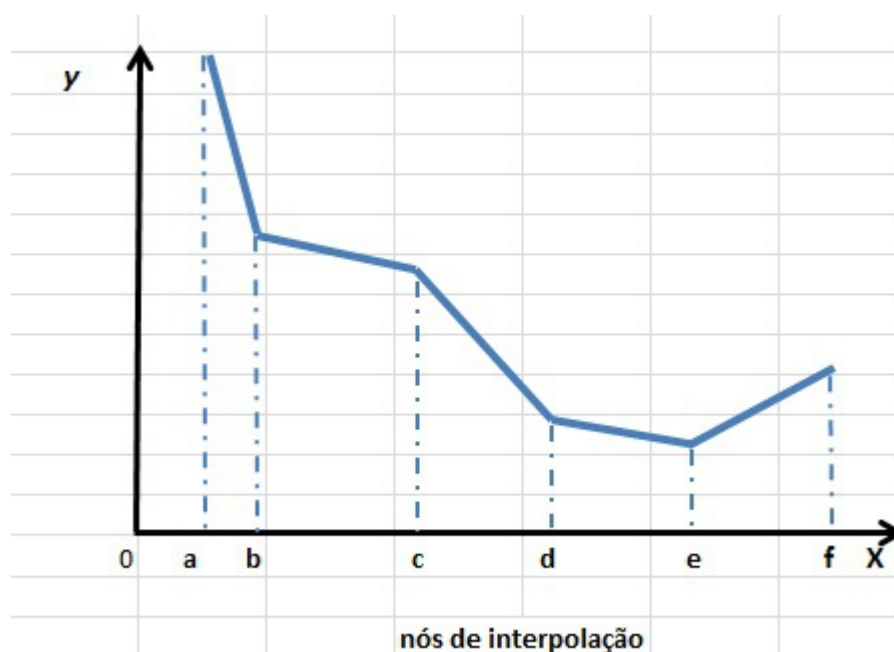


Figura 76: Exemplo de um *spline* linear representado pela linha poligonal e respectivos nós de interpolação (a, \dots, f) . Não obstante o *spline* linear representado pela linha poligonal ser uma função contínua, o mesmo já não acontece para sua primeira derivada, dado que no nó e as derivadas laterais têm sinais opostos.

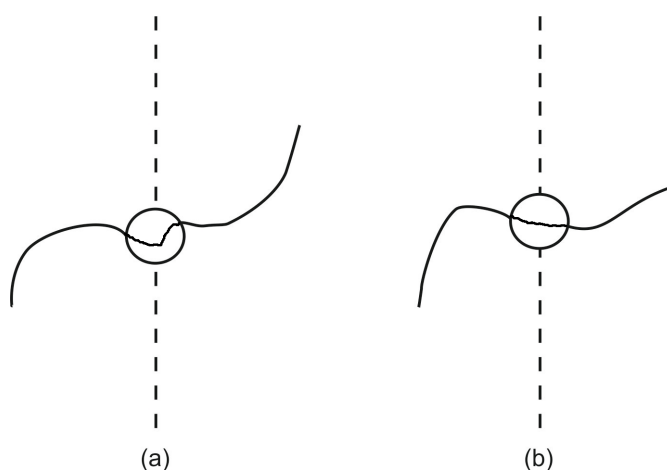


Figura 77: (a) a função não é de classe C^2 ; (b) função de classe C^2 .

- I $f_0''(x_0) = 0$; $f_{N-1}''(x_N) = 0$ definem os *splines* cúbicos naturais;
- II $f_0'(x_0) = S_0$; $f_{N-1}'(x_N) = S_N$, onde S_0 e S_N representam os declives do início e fim da curva. Assim $b_0 + 2c_0x + 3d_0x_0^2 = S_0$ e $b_{N-1} + 2c_{N-1}x_N + 3d_{N-1}x_N^2 = S_N$. Um *spline* nestas condições é designado de *spline* cúbico completo. Essa escolha pressupõe que a informação sobre o valor da derivada de f nos extremos

do intervalo seja conhecida. A aproximação obtida com esta escolha possui uma maior precisão face a obtida com o *spline* natural.

A restrição imposta por qualquer uma das abordagens anteriores conduz a um sistema de equações com $4N - 4$ incógnitas. O sistema de equações lineares pode ser expresso na forma

$$Ma = y \Rightarrow a = M^{-1}y \quad (57)$$

onde cada linha da matriz M representa o lado esquerdo do sistema de equações lineares, o vector a o conjunto de coeficientes a determinar e o vector y representa a imagem dos nós de interpolação. Ilustra-se em seguida a concretização da interpolação segmentada por *splines* cúbicos uma vez que nos modelos APC iremos utilizar a referida metodologia, permitindo assim ao leitor uma mais fácil compreensão dos conceitos expostos aquando da sua utilização nos referidos modelos. Realce apenas para o facto de que nos modelos APC foram tomados como nós de interpolação os quintis das variáveis idade e período e os decis da variável coorte.

Considere a Figura 78 com os seguintes nós de interpolação: $(0,1), (2,2), (5,0), (8,0)$. Com quatro nós ($N=4$) serão necessários $4 - 1 = 3$ polinómios cúbicos representados pelos segmentos (f_0, f_1, f_2) . Admita $f_i(x) = a_i + b_i x + c_i x^2 + d_i x^3$ o *spline* cúbico definido entre os nós de interpolação i e $i + 1$. Com base nos quatro pressupostos anteriores o objetivo será a determinação de cada um dos coeficientes $(a_i, b_i, c_i \text{ e } d_i)$ associados a cada um dos três segmentos. A tabela seguinte exemplifica os cálculos para cada um dos segmentos/*splines* cúbicos.

Segmento/ <i>Spline</i> Cúbico	Sistema de equações gerado
Segmento $f_0(x)$	
Declive em $x = 0$	$S_0 = b_0 = 2$
Curva no ponto $(0,1)$	$a_0 = 1$
Curva no ponto $(2,2)$	$a_0 + 2b_0 + 4c_0 + 8d_0 = 2$
Declives iguais na ligação com $f_1(x)$	$b_0 + 4c_0 + 12d_0 - b_1 - 4c_1 - 12d_1 = 0$
Curvaturas iguais na ligação com $f_1(x)$	$2c_0 + 12d_0 - 2c_1 - 12d_1 = 0$
Segmento $f_1(x)$	
Curva no ponto $(2,2)$	$a_1 + 2b_1 + 4c_1 + 8d_1 = 2$
Curva no ponto $(5,0)$	$a_1 + 5b_1 + 25c_1 + 125d_1 = 0$
Declives iguais na ligação com $f_2(x)$	$b_1 + 10c_1 + 75d_1 - b_2 - 10c_2 - 75d_2 = 0$
Curvaturas iguais na ligação com $f_2(x)$	$2c_1 + 30d_1 - 2c_2 - 30d_2 = 0$
Segmento $f_2(x)$	
Curva no ponto $(5,0)$	$a_2 + 5b_2 + 25c_2 + 125d_2 = 0$
Curva no ponto $(8,0)$	$a_2 + 8b_2 + 64c_2 + 512d_2 = 0$
Declive em $x = 8$	$b_2 + 16c_2 + 128d_2 = 1 = S_n$

O sistema (57) será traduzido por:

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 2 & 4 & 8 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 4 & 12 & 0 & -1 & -4 & -12 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 12 & 0 & 0 & -2 & -12 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 2 & 4 & 8 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 5 & 25 & 125 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 10 & 75 & 0 & -1 & -10 & -75 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 & 30 & 0 & 0 & -2 & -30 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 5 & 25 & 125 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 8 & 64 & 512 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 16 & 192 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \\ c_0 \\ d_0 \\ a_1 \\ b_1 \\ c_1 \\ d_1 \\ a_2 \\ b_2 \\ c_2 \\ d_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 \\ 1 \\ 2 \\ 0 \\ 0 \\ 2 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

obtendo-se os seguintes valores ² para o vector **a**

$$\begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \\ c_0 \\ d_0 \\ a_1 \\ b_1 \\ c_1 \\ d_1 \\ a_2 \\ b_2 \\ c_2 \\ d_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \\ -1.04 \\ 0.14 \\ 1.92 \\ 0.62 \\ -0.35 \\ 0.03 \\ 0.7 \\ 1.35 \\ -0.5 \\ 0.04 \end{bmatrix}$$

Como nota final, uma questão pertinente prende-se com a posição e o número de nós a serem utilizados nos *splines* cúbicos, matéria essa que não reúne consenso em muitas das obras consultadas na bibliografia. Segundo Stone (1986), a posição dos nós não revela ser um fator decisivo na maior parte dos casos, enquanto que o número de nós adoptados sim. Harrell (2001) contrapõe, justificando que a utilização de quantis como nós de interpolação revela-se numa boa abordagem na generalidade dos casos, sendo em amostras de grande dimensão (superiores a cem elementos) a escolha de cinco nós adequada. No presente estudo, foi adoptado o critério de Andersen (2009) que defende a utilização de quantis igualmente espaçados para os nós, por forma a assegurar em cada intervalo uma quantidade mínima de observações. Andersen afirma que a adopção de 5 nós é um bom “compromisso” entre flexibilidade e precisão.

² sistema de equações lineares, resolvido com o comando `solve(M, y)` no *software* R.

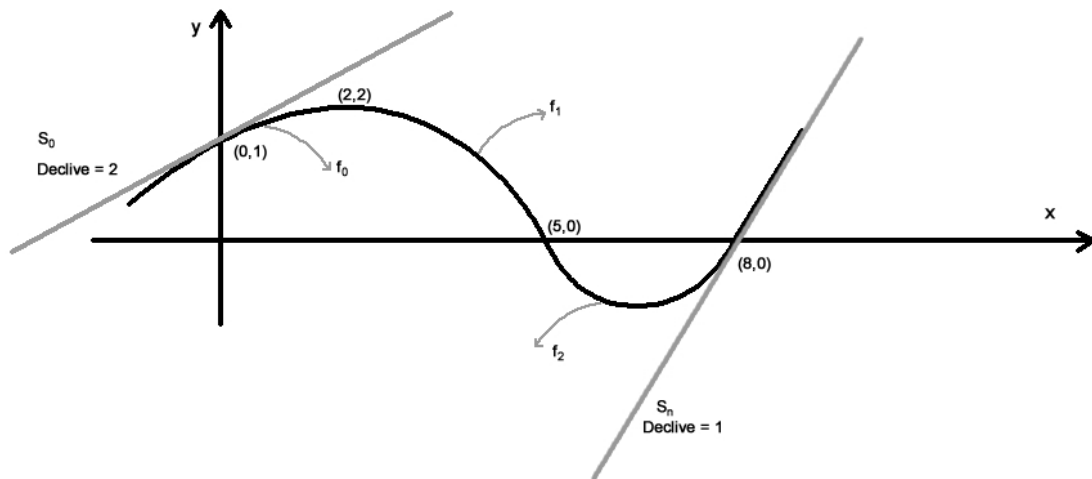


Figura 78: Exemplo de determinação de *splines* cúbicos nos nós de interpolação: $(0,1), (2,2), (5,0), (8,0)$.

Parte III

ANEXOS

QUADROS & TABELAS

Variável TOPO - Categoria de topografia de neoplasias

C16 Estômago	
C16.0	Cárdia, SOE.
C16.1	Fundo do estômago.
C16.2	Corpo do estômago.
C16.3	Antro gástrico.
C16.4	Píloro.
C16.5	Pequena curvatura do estômago, SOE.
C16.6	Grande curvatura do estômago, SOE.
C16.8	Lesão sobreposta do estômago.
C16.9	Estômago, SOE.
C18 Cólon	
C18.0	Ceco.
C18.1	Apêndice.
C18.2	Cólon ascendente.
C18.3	Antro gástrico.
C18.4	Ângulo hepático do cólon.
C18.5	Cólon transverso.
C18.6	Ângulo esplênico do cólon.
C18.7	Cólon descendente.
C18.8	Cólon sigmóide.
C18.9	Lesão sobreposta do cólon.
C20 Recto	
C20.9	Recto, SOE.

Tabela 28: Topografia para as neoplasias do estômago, cólon, recto em conformidade com a *Classificação Internacional de Doenças para a Oncologia, 3ª Edição (International Classification of Diseases for Oncology, ICD-O)* [145]. Nota: SOE=Sem Outra Especificação.

Variável MORF - Categoria de morfologia de neoplasias

M8141/3	Adenocarcinoma esquirroso.
M8142/3	Linite plástica.
M8143/3	Adenocarcinoma de propagação superficial.
M8144/3	Adenocarcinoma, tipo intestinal.
M8145/3	Carcinoma, tipo difuso.
M8201/3	Carcinoma cribriforme, SOE.
M8210/3	Adenocarcinoma em pólio adenomatoso.
M8214/3	Carcinoma de células parietais.
M8220/3	Adenocarcinoma em polipose adenomatosa do cólon.
M8221/3	Adenocarcinoma em pólipos adenomatosos múltiplos.
M8243/3	Carcinóide de células calciformes.
M8244/3	Carcinóide composto.
M8245/3	Tumor adenocarcinóide.
M8261/3	Adenocarcinoma em adenoma viloso.
M8262/3	Adenocarcinoma viloso.
M8320/3	Carcinoma de células granulares.
M8440/3	Cistadenocarcinoma SOE.
M8470/3	Cistadenocarcinoma mucinoso SOE.
M8510/3	Carcinoma medular SOE.
M8562/3	Carcinoma epitelial-mioepitelial.
M8571/3	Adenocarcinoma com metaplasia cartilaginosa e óssea.
M8572/3	Adenocarcinoma com metaplasia fusocelular.
M8576/3	Adenocarcinoma hepatóide.
M8720/3	Melanoma maligno SOE.
M8801/3	Sarcoma fusocelular.
M8803/3	Sarcoma de células pequenas.
M8810/3	Fibrossarcoma SOE.
M8815/3	Tumor maligno fibroso, solitário.
M8830/3	Histiocitoma fibroso maligno.
M8850/3	Lipossarcoma SOE.
M8852/3	Lipossarcoma mixóide.
M8891/3	Leiomiossarcoma epitelióide.
M8936/3	Sarcoma estromal gastrointestinal.
M8972/3	Blastoma pulmonar.
M8980/3	Carcinossarcoma SOE.
M9080/3	Teratoma maligno SOE.

Tabela 29: Morfologia encontrada nas neoplasias do estômago, cólon, recto em conformidade com a *Classificação Internacional de Doenças para a Oncologia, 3ª Edição (International Classification of Diseases for Oncology, ICD-O)* [145]. Nota: SOE=Sem Outra Especificação.

Variáveis relacionadas com a localização geográfica dos casos

DIST_DIAG	CONC_DIAG
Beja	Aljustrel
	Almodôvar
	Alvito
	Barrancos
	Beja
	Castro Verde
	Cuba
	Ferreira do Alentejo
	Mértola
	Moura
	Odemira
	Ourique
	Serpa
Évora	Vidigueira
	Alandroal
	Arraiolos
	Borba
	Estremoz
	Évora
	Montemor-O-Novo
	Mora
	Mourão
	Portel
	Redondo
	Reguengos de Monsaraz
	Vendas Novas
Faro	Viana do Alentejo
	Vila Viçosa
	Albufeira
	Alcoutim
	Aljezur
	Castro Marim
	Faro
	Lagoa
	Loulé
	Olhão
	Portimão
	S. Brás De Alportel
	Silves
	Tavira
	Vila do Bispo
	Vila Real de Santo António

Tabela 30: Variáveis: distrito (DIST_DIAG) e concelho (CONC_DIAG) do caso diagnosticado.

Variáveis relacionadas com a localização geográfica dos casos

DIST_DIAG	CONC_DIAG
Funchal	Calheta
	Camara de Lobos
	Funchal
	Ponta do Sol
	Porto Moniz
	Ribeira Brava
	Santa Cruz
	S. Vicente
Lisboa	Alenquer
	Arruda dos Vinhos
	Azambuja
	Cadaval
	Cascais
	Lisboa
	Loures
	Lourinhã
	Mafra
	Oeiras
	Sintra
	Sobral de Monte Agraço
	Torres Vedras
	Vila Franca de Xira
	Amadora
	Odivelas
Portalegre	Alter do Chão
	Arronches
	Avis
	Campo Maior
	Castelo De Vide
	Crato
	Elvas
	Fronteira
	Gavião
	Marvão
	Monforte
	Nisa
	Ponte de Sor
	Portalegre
	Sousel

Tabela 31: Variáveis: distrito (DIST_DIAG) e concelho (CONC_DIAG) do caso diagnosticado.

Variáveis relacionadas com a localização geográfica dos casos

DIST_DIAG	CONC_DIAG
Santarém	Abrantes
	Alcanena
	Alpiarça
	Benavente
	Cartaxo
	Chamusca
	Constância
	Coruche
	Entroncamento
	Ferreira do Zêzere
	Golegã
	Mação
	Rio Maior
	Salvaterra de Magos
	Santarém
	Sardoal
	Tomar
	Vila Nova da Barquinha
Setúbal	Ourém
	Alcácer do Sal
	Alcochete
	Barreiro
	Grândola
	Moita
	Montijo
	Palmela
	Santiago do Cacém
	Seixal
	Setúbal
	Sines

Tabela 32: Variáveis: distrito (DIST_DIAG) e concelho (CONC_DIAG) do caso diagnosticado.

Variáveis relacionadas com o tempo

Nome	Significado
ANO_DIAG	ano de diagnóstico.
DT_DIAG	data de diagnóstico.
DT_NASCIM	data de nascimento.
DT_OBITO	data de óbito do paciente (se aplicável).
DT_ULT_ CONTACTO	data de último contacto com o paciente.
IDADE	idade em anos.

Tabela 33: Nome e respectivo significado das variáveis relacionadas com o tempo na base de dados.

POPULAÇÃO ROR SUL POR GRUPO ETÁRIO

Idade	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[0,5[199286	201272	202779	206025	213270	220683	225798	229596	232473
[5,10[199949	199050	196503	194672	194851	196237	199882	204521	209661
[10,15[215557	209670	206930	206365	206361	206556	205628	204200	202952
[15,20[267477	260146	251932	242972	233676	225584	219483	215815	214781
[20,25[320640	316273	310012	302252	293058	284499	276035	265627	254696
[25,30[299408	307050	317573	328564	336856	339980	337010	329289	318331
[30,35[286567	287888	291311	297577	305634	314533	324413	335103	343926
[35,40[281485	285304	289042	292925	297484	301012	303470	306576	310993
[40,45[273127	275375	278618	283072	287227	291261	296212	300025	302793
[45,50[275745	273832	273566	273630	274613	277592	280851	284347	288281
[50,55[263662	267606	270198	273116	276033	276451	275555	275515	274986
[55,60[233793	236441	240832	246885	253612	260399	265405	268530	271379
[60,65[233143	233206	231557	227892	226340	228271	231874	236995	242966
[65,70[214938	217532	220155	222072	222340	222228	222920	222070	218957
[70,75[178193	179976	182000	184968	189326	193835	197438	200710	202984
[75,80[126694	133086	137797	141658	144976	147650	149968	152404	155739
[80,85[74346	73918	76940	81879	86499	91570	96584	100315	103704
85+	54332	57109	59715	61174	61315	60878	61649	64000	66896
Total	3998342	4014734	4037460	4067698	4103471	4139219	4170175	4195638	4216498

Tabela 34: Estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006 (Fonte INE). Foram criados intervalos com amplitude igual a cinco anos, uma vez que a população padrão adoptada (*European Standard Population*) apresenta as mesmas classes etárias. Os valores considerados são arredondados a zero casas decimais.

Idade	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[0,5[225418	229222	230237	237316	245520	224250	256194	231847	233098
[5,10[227267	224754	222229	221660	222497	197233	230629	206514	212804
[10,15[243129	237348	236458	235964	236375	206477	234205	203624	202275
[15,20[302780	294298	283343	273245	262860	222225	248601	214888	214673
[20,25[363646	356818	347993	338160	329277	280294	311489	259481	249909
[25,30[344935	355059	365749	376791	384207	339793	378751	324350	312310
[30,35[327712	329407	334410	342180	352706	318775	374250	340154	347697
[35,40[322134	327900	331117	336963	341150	302565	346826	308777	313209
[40,45[311013	313756	319030	325020	329662	293500	341542	301126	304457
[45,50[308841	308956	309807	310147	312881	279539	320915	286533	290029
[50,55[298233	301393	304796	309045	312363	275638	311857	275557	274412
[55,60[265674	268710	275379	282444	289265	263874	300273	270125	272630
[60,65[265291	265686	262461	258069	258362	229935	265397	240179	245752
[65,70[248160	250932	254427	255574	254386	222566	255841	220864	217047
[70,75[208098	209483	212496	216288	222146	195691	229853	202238	203726
[75,80[151849	158266	162432	166821	169967	148966	175417	153839	157635
[80,85[85930	87095	92744	98183	103292	94351	114891	101814	105593
85+	63855	66759	70136	70530	70590	60501	72408	65202	68589
Total	4563965	4585842	4615244	4654400	4697506	4156173	4769339	4207112	4225845

Tabela 35: Estimativa da população residente, em 31 de Dezembro, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. Foram criados intervalos com amplitude igual a cinco anos, uma vez que a população padrão adoptada (*European Standard Population*) apresenta as mesmas classes etárias. Os valores considerados são arredondados a zero casas decimais.

Idade	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[0,5)	102445	103402	103925	105599	109763	113880	116634	118814	120332
[5,10)	101924	101657	100537	99606	99656	100440	102322	104607	107364
[10,15)	110447	107310	105675	105327	105217	105115	104812	104322	103695
[15,20)	135929	132286	128264	123870	119294	115365	112128	109999	109443
[20,25)	162253	160230	157056	153103	148580	144361	140165	135070	129723
[25,30)	150564	154578	160325	166277	170750	172568	171178	167142	161496
[30,35)	141635	142968	145524	149442	154055	158775	163929	169660	174323
[35,40)	137599	139617	141728	144102	146921	149415	151453	153631	156384
[40,45)	131979	133523	135580	138122	140422	142673	145435	147631	149297
[45,50)	132744	131548	131405	131641	132390	134268	136215	138335	140578
[50,55)	125777	127877	129352	130941	132459	132546	131874	131771	131591
[55,60)	111560	112693	114584	117155	119997	123143	125691	127316	128804
[60,65)	108710	109052	108473	106952	106425	107416	109015	111276	113766
[65,70)	97228	98430	99677	100660	100927	101170	101870	101797	100627
[70,75)	76821	77720	78659	80087	82241	84372	86019	87539	88653
[75,80)	51745	54517	56688	58129	59073	59942	60872	61876	63410
[80,85)	27230	27224	28536	30679	32636	34517	36415	37874	38975
[85+,	16228	17205	18250	18873	18962	18939	19314	20124	21226
Total	1922812	1931833	1944235	1960560	1979765	1998900	2015336	2028780	2039684

Tabela 36: Estimativa da população **masculina** residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. Foram criados intervalos com amplitude igual a cinco anos, uma vez que a população padrão adoptada (*European Standard Population*) apresenta as mesmas classes etárias. Os valores considerados são arredondados a zero casas decimais.

Idade	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[0,5)	96841	97868	98853	100425	103506	106802	109164	110782	112141
[5,10)	98025	97391	95965	95066	95195	95796	97559	99914	102296
[10,15)	105110	102359	101255	101038	101143	101440	100814	99878	99255
[15,20)	131547	127858	123667	119101	114381	110219	107354	105814	105338
[20,25)	158386	156043	152955	149147	144477	140138	135869	130557	124972
[25,30)	148843	152471	157248	162287	166105	167411	165832	162147	156834
[30,35)	144931	144919	145786	148134	151577	155757	160484	165443	169603
[35,40)	143886	145687	147314	148822	150561	151596	152016	152943	154609
[40,45)	141147	141852	143038	144948	146804	148588	150776	152393	153495
[45,50)	143000	142283	142161	141989	142223	143323	144635	146012	147703
[50,55)	137884	139728	140846	142175	143573	143906	143680	143742	143394
[55,60)	122231	123747	126247	129728	133614	137255	139712	141213	142574
[60,65)	124433	124154	123083	120937	119914	120854	122858	125719	129200
[65,70)	117709	119102	120476	121412	121414	121058	121050	120272	118329
[70,75)	101371	102255	103341	104880	107084	109461	111417	113170	114330
[75,80)	74949	78567	81107	83527	85901	87709	89096	90528	92328
[80,85)	47115	46693	48403	51200	53862	57052	60169	62441	64729
[85+,	38104	39904	41466	42303	42354	41939	42335	43876	45670
Total	2075509	2082878	2093206	2107115	2123685	2140299	2154816	2166841	2176795

Tabela 37: Estimativa da população **feminina** residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário nos anos 1998-2006. Foram criados intervalos com amplitude igual a cinco anos, uma vez que a população padrão adoptada (*European Standard Population*) apresenta as mesmas classes etárias. Os valores considerados são arredondados a zero casas decimais.

RECTO

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30;35[287240,84	6	2,09	286567	7000	6000	14630	12540
[35;40[283359,33	6	2,12	281485	7000	6000	14840	12720
[40;45[274231	10	3,65	273127	7000	6000	25550	21900
[45;50[274762,67	38	13,83	275745	7000	6000	96810	82980
[50;55[265622	50	18,82	263662	7000	5000	131740	94100
[55;60[235092,5	79	33,6	233793	6000	4000	201600	134400
[60;65[233156,83	105	45,03	233143	5000	4000	225150	180120
[65;70[216141,17	137	63,38	214938	4000	3000	253520	190140
[70;75[179027,83	188	105,01	178193	3000	2000	315030	210020
[75;80[129887	93	71,6	126694	2000	1000	143200	71600
[80;85[81744,83	91	111,32	74346	1000	500	111320	55660
85 ⁺	39274,34	43	109,49	54332	1000	500	109490	54745
Total	2499540,34	846					1642880	1120925
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1642880}{100000}$	16,43	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta $\lambda = \frac{846}{3998342}$		
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1120925}{100000}$	11,21	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate) 21,16	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 38: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 1998. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35[289609	2	0,69	287888	7000	6000	4830	4140
[35,40[287116,5	15	5,22	285304	7000	6000	36540	31320
[40,45[276966,8	15	5,42	275375	7000	6000	37940	32520
[45,50[273667,8	33	12,06	273832	7000	6000	84420	72360
[50,55[268869,8	51	18,97	267606	7000	5000	132790	94850
[55,60[238626,3	65	27,24	236441	6000	4000	163440	108960
[60,65[232364,3	109	46,91	233206	5000	4000	234550	187640
[65,70[218775,8	124	56,68	217532	4000	3000	226720	170040
[70,75[180911,3	133	73,52	179976	3000	2000	220560	147040
[75,80[135414,3	122	90,09	133086	2000	1000	180180	90090
[80,85[83537,67	85	101,75	73918	1000	500	101750	50875
85 ⁺	41029,33	58	141,36	57109	1000	500	141360	70680
Total	2526889	812					1565080	1060515
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1565080}{100000}$	15,65	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{812}{4014734}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1060515}{100000}$	10,61	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	20,23	por 10^5 pessoas ano

Tabela 39: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 1999. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[106121,16	1	0,94	251932	7000	9000	6580	8460
[25,30[323040,17	2	0,62	317573	7000	8000	4340	4960
[30,35[294423,83	4	1,36	291311	7000	6000	9520	8160
[35,40[290933,84	7	2,41	289042	7000	6000	16870	14460
[40,45[280805,16	13	4,63	278618	7000	6000	32410	27780
[45,50[273570,34	27	9,87	273566	7000	6000	69090	59220
[50,55[271613,66	40	14,73	270198	7000	5000	103110	73650
[55,60[243856,5	59	24,19	240832	6000	4000	145140	96760
[60,65[229698,5	117	50,94	231557	5000	4000	254700	203760
[65,70[221047,17	133	60,17	220155	4000	3000	240680	180510
[70,75[183410,83	125	68,15	182000	3000	2000	204450	136300
[75,80[139699,5	104	74,45	137797	2000	1000	148900	74450
[80,85[87819,5	70	79,71	76940	1000	500	79710	39855
85+	42319,17	52	122,88	59715	1000	500	122880	61440
Total	2988359,33	754					1438380	989765
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1438380}{100000}$	14,38	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{754}{4037460}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{989765}{100000}$	9,90	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	18,68	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 40: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2000. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[297694,67	1	0,34	302252	7000	8000	2380	2720
[25,30[332700,5	1	0,3	328564	7000	8000	2100	2400
[30,35[301579,83	4	1,33	297577	7000	6000	9310	7980
[35,40[295169,5	8	2,71	292925	7000	6000	18970	16260
[40,45[285103,17	11	3,86	283072	7000	6000	27020	23160
[45,50[274103,33	23	8,39	273630	7000	6000	58730	50340
[50,55[274547,33	54	19,67	273116	7000	5000	137690	98350
[55,60[250237,67	66	26,37	246885	6000	4000	158220	105480
[60,65[227077	103	45,36	227892	5000	4000	226800	181440
[65,70[222130,67	124	55,82	222072	4000	3000	223280	167460
[70,75[187080,5	140	74,83	184968	3000	2000	224490	149660
[75,80[143278,83	132	92,13	141658	2000	1000	184260	92130
[80,85[92636,83	77	83,12	81879	1000	500	83120	41560
85+	42838,5	36	84,04	61174	1000	500	84040	42020
Total	3226178,33	780					1440410	980960
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1440410}{100000}$	14,40	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta $\lambda = \frac{780}{4067698}$		
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{980960}{100000}$	9,81	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate) 19,18		por 10^5 pessoas ano

Tabela 41: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2001. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[338416	2	0,59	336856	7000	8000	4130	4720
[30,35[310068,33	1	0,32	305634	7000	6000	2240	1920
[35,40[299220,5	7	2,34	297484	7000	6000	16380	14040
[40,45[289204,5	13	4,5	287227	7000	6000	31500	27000
[45,50[276079,33	27	9,78	274613	7000	6000	68460	58680
[50,55[276222,67	49	17,74	276033	7000	5000	124180	88700
[55,60[256987,5	75	29,18	253612	6000	4000	175080	116720
[60,65[227272	96	42,24	226340	5000	4000	211200	168960
[65,70[222207,67	148	66,6	222340	4000	3000	266400	199800
[70,75[191505,66	131	68,41	189326	3000	2000	205230	136820
[75,80[146257,84	133	90,94	144976	2000	1000	181880	90940
[80,85[97467,83	92	94,39	86499	1000	500	94390	47195
85 ⁺	42698,33	51	119,44	61315	1000	500	119440	59720
Total	2973608,16	825					1500510	1015215
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1500510}{100000}$	15,01	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{825}{4103471}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1015215}{100000}$	10,15	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	20,10	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 42: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2002. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10 ⁵ py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35[319462,33	2	0,63	314533	7000	6000	4410	3780
[35,40[302217,17	11	3,64	301012	7000	6000	25480	21840
[40,45[293705,16	10	3,4	291261	7000	6000	23800	20400
[45,50[279200,17	29	10,39	277592	7000	6000	72730	62340
[50,55[275981,33	38	13,77	276451	7000	5000	96390	68850
[55,60[262886,84	70	26,63	260399	6000	4000	159780	106520
[60,65[230043,33	96	41,73	228271	5000	4000	208650	166920
[65,70[222504,33	130	58,43	222228	4000	3000	233720	175290
[70,75[195557	138	70,57	193835	3000	2000	211710	141140
[75,80[148749,17	153	102,86	147650	2000	1000	205720	102860
[80,85[102490,5	94	91,72	91570	1000	500	91720	45860
85 ⁺	42962,17	62	144,31	60878	1000	500	144310	72155
Total	2675759,50	833					1478420	987955
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1478420}{100000}$	14,78	por 10 ⁵ pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{833}{4139219}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{987955}{100000}$	9,88	por 10 ⁵ pessoas ano		(Crude Rate)	20,12	por 10 ⁵ pessoas ano	

Tabela 43: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2003. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[270858,67	1	0,37	276035	7000	8000	2590	2960
[35,40[304995,67	6	1,97	303470	7000	6000	13790	11820
[40,45[298097,5	11	3,69	296212	7000	6000	25830	22140
[45,50[282579,67	34	12,03	280851	7000	6000	84210	72180
[50,55[275511,83	53	19,24	275555	7000	5000	134680	96200
[55,60[266956	85	31,84	265405	6000	4000	191040	127360
[60,65[234399,17	105	44,8	231874	5000	4000	224000	179200
[65,70[222428,16	139	62,49	222920	4000	3000	249960	187470
[70,75[199009	146	73,36	197438	3000	2000	220080	146720
[75,80[151121,17	135	89,33	149968	2000	1000	178660	89330
[80,85[106918,5	100	93,53	96584	1000	500	93530	46765
85 ⁺	44341,67	60	135,31	61649	1000	500	135310	67655
Total	2657217,01	875					1553680	1049800
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1553680}{100000}$	15,54	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{875}{4170175}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1049800}{100000}$	10,50	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	21,14	por 10^5 pessoas ano

Tabela 44: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2004. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[260169,84	1	0,38	265627	7000	8000	2660	3040
[30,35[339509,5	2	0,59	335103	7000	6000	4130	3540
[35,40[308755,33	7	2,27	306576	7000	6000	15890	13620
[40,45[301403	8	2,65	300025	7000	6000	18550	15900
[45,50[286291,5	27	9,43	284347	7000	6000	66010	56580
[50,55[275236,5	36	13,08	275515	7000	5000	91560	65400
[55,60[269933,67	62	22,97	268530	6000	4000	137820	91880
[60,65[239950	107	44,59	236995	5000	4000	222950	178360
[65,70[220441,83	146	66,23	222070	4000	3000	264920	198690
[70,75[201796	154	76,31	200710	3000	2000	228930	152620
[75,80[154010	117	75,97	152404	2000	1000	151940	75970
[80,85[110783,5	91	82,14	100315	1000	500	82140	41070
85 ⁺	46267,33	44	95,1	64000	1000	500	95100	47550
Total	3014548,00	802					1382600	944220
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1382600}{100000}$	13,83	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta $\lambda = \frac{802}{4195638}$		
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{944220}{100000}$	9,44	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate) 19,12	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 45: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2005. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[249825,84	1	0,4	254696	7000	8000	2800	3200
[25,30[312470,33	1	0,32	318331	7000	8000	2240	2560
[30,35[346687,83	5	1,44	343926	7000	6000	10080	8640
[35,40[313723,84	9	2,87	310993	7000	6000	20090	17220
[40,45[304029,16	17	5,59	302793	7000	6000	39130	33540
[45,50[289624,84	32	11,05	288281	7000	6000	77350	66300
[50,55[274854,83	38	13,83	274986	7000	5000	96810	69150
[55,60[272287,17	85	31,22	271379	6000	4000	187320	124880
[60,65[245670	107	43,55	242966	5000	4000	217750	174200
[65,70[217980,16	142	65,14	218957	4000	3000	260560	195420
[70,75[203092,34	134	65,98	202984	3000	2000	197940	131960
[75,80[157918	150	94,99	155739	2000	1000	189980	94990
[80,85[114612,33	105	91,61	103704	1000	500	91610	45805
85+	48299,17	64	132,51	66896	1000	500	132510	66255
Total	3351075,84	890					1526170	1034120
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1526170}{100000}$	15,26	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{890}{4216498}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1034120}{100000}$	10,34	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	21,11	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 46: Taxas referentes ao cancro do recto no ano 2006. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

CÓLON

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[263832	1	0,38	267477	7000	9000	2660	3420
[20,25[318421	2	0,63	320640	7000	8000	4410	5040
[25,30[303237,5	7	2,31	299408	7000	8000	16170	18480
[30,35[287240,84	12	4,18	286567	7000	6000	29260	25080
[35,40[283359,33	23	8,12	281485	7000	6000	56840	48720
[40,45[274231	30	10,94	273127	7000	6000	76580	65640
[45,50[274762,67	46	16,74	275745	7000	6000	117180	100440
[50,55[265622	96	36,14	263662	7000	5000	252980	180700
[55,60[235092,5	110	46,79	233793	6000	4000	280740	187160
[60,65[233156,83	203	87,07	233143	5000	4000	435350	348280
[65,70[216141,17	242	111,96	214938	4000	3000	447840	335880
[70,75[179027,83	297	165,9	178193	3000	2000	497700	331800
[75,80[129887	222	170,92	126694	2000	1000	341840	170920
[80,85[81744,83	138	168,82	74346	1000	500	168820	84410
85+	39274,34	106	269,9	54332	1000	500	269900	134950
Total	3385030,84	1535					2998270	2040920
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2998270}{100000}$	29,98	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1535}{3998342}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2040920}{100000}$	20,41	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	38,39	por 10^5 pessoas ano

Tabela 47: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 1998. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[10,15[86368,66	1	1,16	209670	7000	9000	8120	10440
[15,20[256093	1	0,39	260146	7000	9000	2730	3510
[20,25[313125,34	2	0,64	316273	7000	8000	4480	5120
[25,30[312289	2	0,64	307050	7000	8000	4480	5120
[30,35[289609	4	1,38	287888	7000	6000	9660	8280
[35,40[287116,5	18	6,27	285304	7000	6000	43890	37620
[40,45[276966,83	32	11,55	275375	7000	6000	80850	69300
[45,50[273667,83	43	15,71	273832	7000	6000	109970	94260
[50,55[268869,84	106	39,42	267606	7000	5000	275940	197100
[55,60[238626,33	105	44	236441	6000	4000	264000	176000
[60,65[232364,33	207	89,08	233206	5000	4000	445400	356320
[65,70[218775,84	263	120,2	217532	4000	3000	480840	360630
[70,75[180911,33	288	159,2	179976	3000	2000	477570	318380
[75,80[135414,33	242	178,7	133086	2000	1000	357420	178710
[80,85[83537,67	129	154,4	73918	1000	500	154420	77210
85+	41029,33	93	226,7	57109	1000	500	226670	113335
Total	3494765,16	1536					2946440	2011335
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2946440}{100000}$	29,46	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1536}{4014734}$			
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2011335}{100000}$	20,11	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	38,26	por 10^5 pessoas ano		

Tabela 48: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 1999. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[306145	1	0,33	310012	7000	8000	2310	2640
[25,30[323040,17	3	0,93	317573	7000	8000	6510	7440
[30,35[294423,83	7	2,38	291311	7000	6000	16660	14280
[35,40[290933,84	13	4,47	289042	7000	6000	31290	26820
[40,45[280805,16	38	13,53	278618	7000	6000	94710	81180
[45,50[273570,34	51	18,64	273566	7000	6000	130480	111840
[50,55[271613,66	92	33,87	270198	7000	5000	237090	169350
[55,60[243856,5	121	49,62	240832	6000	4000	297720	198480
[60,65[229698,5	181	78,8	231557	5000	4000	394000	315200
[65,70[221047,17	280	126,67	220155	4000	3000	506680	380010
[70,75[183410,83	294	160,3	182000	3000	2000	480900	320600
[75,80[139699,5	264	188,98	137797	2000	1000	377960	188980
[80,85[87819,5	175	199,27	76940	1000	500	199270	99635
85+	42319,17	97	229,21	59715	1000	500	229210	114605
Total	3188383,17	1617					3004790	2031060
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3004790}{100000}$	30,05	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1617}{4037460}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2031060}{100000}$	20,31	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	40,05	por 10^5 pessoas ano

Tabela 49: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2000. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[238376,5	2	0,84	242972	7000	9000	5880	7560
[20,25[297694,67	1	0,34	302252	7000	8000	2380	2720
[25,30[332700,5	5	1,5	328564	7000	8000	10500	12000
[30,35[301579,83	7	2,32	297577	7000	6000	16240	13920
[35,40[295169,5	13	4,4	292925	7000	6000	30800	26400
[40,45[285103,17	40	14,03	283072	7000	6000	98210	84180
[45,50[274103,33	50	18,24	273630	7000	6000	127680	109440
[50,55[274547,33	96	34,97	273116	7000	5000	244790	174850
[55,60[250237,67	146	58,34	246885	6000	4000	350040	233360
[60,65[227077	201	88,52	227892	5000	4000	442600	354080
[65,70[222130,67	245	110,3	222072	4000	3000	441200	330900
[70,75[187080,5	314	167,84	184968	3000	2000	503520	335680
[75,80[143278,83	280	195,42	141658	2000	1000	390840	195420
[80,85[92636,83	177	191,07	81879	1000	500	191070	95535
85+	42838,5	100	233,43	61174	1000	500	233430	116715
Total	3464554,83	1677					3089180	2092760
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3089180}{100000}$	30,89	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1677}{4067698}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2092760}{100000}$	20,93	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	41,23	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 50: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2001. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[338416	8	2,36	336856	7000	8000	16520	18880
[30,35[310068,33	10	3,23	305634	7000	6000	22610	19380
[35,40[299220,5	13	4,34	297484	7000	6000	30380	26040
[40,45[289204,5	20	6,92	287227	7000	6000	48440	41520
[45,50[276079,33	51	18,47	274613	7000	6000	129290	110820
[50,55[276222,67	63	22,81	276033	7000	5000	159670	114050
[55,60[256987,5	126	49,03	253612	6000	4000	294180	196120
[60,65[227272	190	83,6	226340	5000	4000	418000	334400
[65,70[222207,67	280	126,01	222340	4000	3000	504040	378030
[70,75[191505,66	286	149,34	189326	3000	2000	448020	298680
[75,80[146257,84	301	205,8	144976	2000	1000	411600	205800
[80,85[97467,83	173	177,49	86499	1000	500	177490	88745
85 ⁺	42698,33	119	278,7	61315	1000	500	278700	139350
Total	2973608,16	1640					2938940	1971815
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{2938940}{100000}$	29,39	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1640}{4103471}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1971815}{100000}$	19,72	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	39,97	por 10^5 pessoas ano

Tabela 51: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2002. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=*Age-Standardized incidence Rate*. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[222558,83	2	0,9	225584	7000	9000	6300	8100
[25,30[338492,5	4	1,18	339980	7000	8000	8260	9440
[30,35[319462,33	15	4,7	314533	7000	6000	32900	28200
[35,40[302217,17	10	3,31	301012	7000	6000	23170	19860
[40,45[293705,16	26	8,85	291261	7000	6000	61950	53100
[45,50[279200,17	63	22,56	277592	7000	6000	157920	135360
[50,55[275981,33	73	26,45	276451	7000	5000	185150	132250
[55,60[262886,84	158	60,1	260399	6000	4000	360600	240400
[60,65[230043,33	210	91,29	228271	5000	4000	456450	365160
[65,70[222504,33	226	101,57	222228	4000	3000	406280	304710
[70,75[195557	309	158,01	193835	3000	2000	474030	316020
[75,80[148749,17	318	213,78	147650	2000	1000	427560	213780
[80,85[102490,5	180	175,63	91570	1000	500	175630	87815
85 ⁺	42962,17	110	256,04	60878	1000	500	256040	128020
Total	3236810,83	1704					3032240	2042215
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3032240}{100000}$	30,32	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1704}{4139219}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2042215}{100000}$	20,42	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	41,17	por 10^5 pessoas ano

Tabela 52: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2003. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=*Age-Standardized incidence Rate*. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[217673,67	1	0,46	219483	7000	9000	3220	4140
[20,25[270858,67	1	0,37	276035	7000	8000	2590	2960
[25,30[333139,83	4	1,2	337010	7000	8000	8400	9600
[30,35[329752,33	8	2,43	324413	7000	6000	17010	14580
[35,40[304995,67	12	3,93	303470	7000	6000	27510	23580
[40,45[298097,5	23	7,72	296212	7000	6000	54040	46320
[45,50[282579,67	46	16,28	280851	7000	6000	113960	97680
[50,55[275511,83	101	36,66	275555	7000	5000	256620	183300
[55,60[266956	150	56,19	265405	6000	4000	337140	224760
[60,65[234399,17	226	96,42	231874	5000	4000	482100	385680
[65,70[222428,16	304	136,67	222920	4000	3000	546680	410010
[70,75[199009	328	164,82	197438	3000	2000	494460	329640
[75,80[151121,17	289	191,24	149968	2000	1000	382480	191240
[80,85[106918,5	253	236,63	96584	1000	500	236630	118315
85+	44341,67	145	327,01	61649	1000	500	327010	163505
Total	3537782,84	1891					3289850	2205310
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3289850}{100000}$	32,90	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1891}{4170175}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2205310}{100000}$	22,05	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	45,35	por 10^5 pessoas ano

Tabela 53: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2004. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[260169,84	1	0,38	265627	7000	8000	2660	3040
[25,30[323788,5	5	1,54	329289	7000	8000	10780	12320
[30,35[339509,5	9	2,65	335103	7000	6000	18550	15900
[35,40[308755,33	10	3,24	306576	7000	6000	22680	19440
[40,45[301403	38	12,61	300025	7000	6000	88270	75660
[45,50[286291,5	58	20,26	284347	7000	6000	141820	121560
[50,55[275236,5	88	31,97	275515	7000	5000	223790	159850
[55,60[269933,67	158	58,53	268530	6000	4000	351180	234120
[60,65[239950	221	92,1	236995	5000	4000	460500	368400
[65,70[220441,83	297	134,73	222070	4000	3000	538920	404190
[70,75[201796	354	175,42	200710	3000	2000	526260	350840
[75,80[154010	333	216,22	152404	2000	1000	432440	216220
[80,85[110783,5	260	234,69	100315	1000	500	234690	117345
85 ⁺	46267,33	155	335,01	64000	1000	500	335010	167505
Total	3338336,50	1987					3387550	2266390
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3387550}{100000}$	33,88	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1987}{4195638}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2266390}{100000}$	22,66	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	47,36	por 10^5 pessoas ano

Tabela 54: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2005. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=*Age-Standardized incidence Rate*. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[214916,83	1	0,47	214781	7000	9000	3290	4230
[20,25[249825,84	2	0,8	254696	7000	8000	5600	6400
[25,30[312470,33	2	0,64	318331	7000	8000	4480	5120
[30,35[346687,83	6	1,73	343926	7000	6000	12110	10380
[35,40[313723,84	14	4,46	310993	7000	6000	31220	26760
[40,45[304029,16	36	11,84	302793	7000	6000	82880	71040
[45,50[289624,84	54	18,64	288281	7000	6000	130480	111840
[50,55[274854,83	114	41,48	274986	7000	5000	290360	207400
[55,60[272287,17	159	58,39	271379	6000	4000	350340	233560
[60,65[245670	211	85,89	242966	5000	4000	429450	343560
[65,70[217980,16	316	144,97	218957	4000	3000	579880	434910
[70,75[203092,34	363	178,74	202984	3000	2000	536220	357480
[75,80[157918	359	227,33	155739	2000	1000	454660	227330
[80,85[114612,33	239	208,53	103704	1000	500	208530	104265
85+	48299,17	154	318,85	66896	1000	500	318850	159425
Total	3565992,67	2030					3438350	2303700
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3438350}{100000}$	34,38	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta	$\lambda = \frac{2030}{4216498}$			
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2303700}{100000}$	23,04	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	48,14	por 10^5 pessoas ano		

Tabela 55: Taxas referentes ao cancro do cólon no ano 2006. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

ESTÔMAGO

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[303237,5	3	0,99	299408	7000	8000	6930	7920
[30,35[287240,84	5	1,74	286567	7000	6000	12180	10440
[35,40[283359,33	13	4,59	281485	7000	6000	32130	27540
[40,45[274231	21	7,66	273127	7000	6000	53620	45960
[45,50[274762,67	47	17,11	275745	7000	6000	119770	102660
[50,55[265622	76	28,61	263662	7000	5000	200270	143050
[55,60[235092,5	91	38,71	233793	6000	4000	232260	154840
[60,65[233156,83	123	52,75	233143	5000	4000	263750	211000
[65,70[216141,17	200	92,53	214938	4000	3000	370120	277590
[70,75[179027,83	200	111,71	178193	3000	2000	335130	223420
[75,80[129887	176	135,5	126694	2000	1000	271000	135500
[80,85[81744,83	123	150,47	74346	1000	500	150470	75235
85 ⁺	39274,34	91	231,7	54332	1000	500	231700	115850
Total	2802777,84	1169					2279330	1531005
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{2279330}{100000}$	22,79	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1169}{3998342}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1531005}{100000}$	15,31	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	29,24	por 10^5 pessoas ano

Tabela 56: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 1998. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[312289	5	1,6	307050	7000	8000	11200	12800
[30,35[289609	7	2,42	287888	7000	6000	16940	14520
[35,40[287116,5	24	8,36	285304	7000	6000	58520	50160
[40,45[276966,83	38	13,7	275375	7000	6000	96040	82320
[45,50[273667,83	48	17,5	273832	7000	6000	122780	105240
[50,55[268869,84	78	29	267606	7000	5000	203070	145050
[55,60[238626,33	87	36,5	236441	6000	4000	218760	145840
[60,65[232364,33	126	54,2	233206	5000	4000	271150	216920
[65,70[218775,84	178	81,4	217532	4000	3000	325440	244080
[70,75[180911,33	223	123	179976	3000	2000	369780	246520
[75,80[135414,33	182	134	133086	2000	1000	268800	134400
[80,85[83537,67	107	128	73918	1000	500	128090	64045
85+	41029,33	86	210	57109	1000	500	209610	104805
Total	2839178,16	1189					2300180	1566700
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2300180}{100000}$		23,00	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta $\lambda = \frac{1189}{4014734}$			
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1566700}{100000}$		15,67	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	29,62	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 57: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 1999. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[323040,17	5	1,55	317573	7000	8000	10850	12400
[30,35[294423,83	10	3,4	291311	7000	6000	23800	20400
[35,40[290933,84	11	3,78	289042	7000	6000	26460	22680
[40,45[280805,16	31	11,04	278618	7000	6000	77280	66240
[45,50[273570,34	44	16,08	273566	7000	6000	112560	96480
[50,55[271613,66	49	18,04	270198	7000	5000	126280	90200
[55,60[243856,5	84	34,45	240832	6000	4000	206700	137800
[60,65[229698,5	128	55,73	231557	5000	4000	278650	222920
[65,70[221047,17	184	83,24	220155	4000	3000	332960	249720
[70,75[183410,83	188	102,5	182000	3000	2000	307500	205000
[75,80[139699,5	185	132,43	137797	2000	1000	264860	132430
[80,85[87819,5	117	133,23	76940	1000	500	133230	66615
85 ⁺	42319,17	97	229,21	59715	1000	500	229210	114605
Total	2882238,17	1133					2130340	1437490
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2130340}{100000}$	21,30	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1133}{4037460}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1437490}{100000}$	14,37	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	28,06	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 58: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2000. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[10,15[41815,5	1	2,39	206365	7000	9000	16730	21510
[15,20[238376,5	1	0,42	242972	7000	9000	2940	3780
[20,25[297694,67	1	0,34	302252	7000	8000	2380	2720
[25,30[332700,5	3	0,9	328564	7000	8000	6300	7200
[30,35[301579,83	3	0,99	297577	7000	6000	6930	5940
[35,40[295169,5	9	3,05	292925	7000	6000	21350	18300
[40,45[285103,17	21	7,37	283072	7000	6000	51590	44220
[45,50[274103,33	50	18,24	273630	7000	6000	127680	109440
[50,55[274547,33	64	23,31	273116	7000	5000	163170	116550
[55,60[250237,67	83	33,17	246885	6000	4000	199020	132680
[60,65[227077	109	48	227892	5000	4000	240000	192000
[65,70[222130,67	168	75,63	222072	4000	3000	302520	226890
[70,75[187080,5	194	103,7	184968	3000	2000	311100	207400
[75,80[143278,83	160	111,67	141658	2000	1000	223340	111670
[80,85[92636,83	119	128,46	81879	1000	500	128460	64230
85+	42838,5	102	238,1	61174	1000	500	238100	119050
Total	3506370,33	1088					2041610	1383580
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2041610}{100000}$	20,42	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1088}{4067698}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1383580}{100000}$	13,84	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	26,75	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 59: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2001. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[229665,16	1	0,44	233676	7000	9000	3080	3960
[25,30[338416	3	0,89	336856	7000	8000	6230	7120
[30,35[310068,33	9	2,9	305634	7000	6000	20300	17400
[35,40[299220,5	13	4,34	297484	7000	6000	30380	26040
[40,45[289204,5	25	8,64	287227	7000	6000	60480	51840
[45,50[276079,33	32	11,59	274613	7000	6000	81130	69540
[50,55[276222,67	56	20,27	276033	7000	5000	141890	101350
[55,60[256987,5	83	32,3	253612	6000	4000	193800	129200
[60,65[227272	118	51,92	226340	5000	4000	259600	207680
[65,70[222207,67	161	72,45	222340	4000	3000	289800	217350
[70,75[191505,66	202	105,48	189326	3000	2000	316440	210960
[75,80[146257,84	172	117,6	144976	2000	1000	235200	117600
[80,85[97467,83	118	121,07	86499	1000	500	121070	60535
85+	42698,33	72	168,62	61315	1000	500	168620	84310
Total	3203273,32	1065					1928020	1304885
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1928020}{100000}$	19,28	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1065}{4103471}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1304885}{100000}$	13,05	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	25,95	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 60: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2002. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[280294,17	2	0,71	284499	7000	8000	4970	5680
[25,30[338492,5	5	1,48	339980	7000	8000	10360	11840
[30,35[319462,33	7	2,19	314533	7000	6000	15330	13140
[35,40[302217,17	13	4,3	301012	7000	6000	30100	25800
[40,45[293705,16	22	7,49	291261	7000	6000	52430	44940
[45,50[279200,17	56	20,06	277592	7000	6000	140420	120360
[50,55[275981,33	63	22,83	276451	7000	5000	159810	114150
[55,60[262886,84	87	33,09	260399	6000	4000	198540	132360
[60,65[230043,33	112	48,69	228271	5000	4000	243450	194760
[65,70[222504,33	140	62,92	222228	4000	3000	251680	188760
[70,75[195557	187	95,62	193835	3000	2000	286860	191240
[75,80[148749,17	180	121,01	147650	2000	1000	242020	121010
[80,85[102490,5	113	110,25	91570	1000	500	110250	55125
85 ⁺	42962,17	89	207,16	60878	1000	500	207160	103580
Total	3294546,17	1076					1953380	1322745
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1953380}{100000}$	19,53	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1076}{4139219}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1322745}{100000}$	13,23	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	26	por 10^5 pessoas ano

Tabela 61: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2003. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[217673,67	1	0,46	219483	7000	9000	3220	4140
[20,25[270858,67	1	0,37	276035	7000	8000	2590	2960
[25,30[333139,83	1	0,3	337010	7000	8000	2100	2400
[30,35[329752,33	9	2,73	324413	7000	6000	19110	16380
[35,40[304995,67	18	5,9	303470	7000	6000	41300	35400
[40,45[298097,5	23	7,72	296212	7000	6000	54040	46320
[45,50[282579,67	40	14,16	280851	7000	6000	99120	84960
[50,55[275511,83	51	18,51	275555	7000	5000	129570	92550
[55,60[266956	72	26,97	265405	6000	4000	161820	107880
[60,65[234399,17	112	47,78	231874	5000	4000	238900	191120
[65,70[222428,16	161	72,38	222920	4000	3000	289520	217140
[70,75[199009	168	84,42	197438	3000	2000	253260	168840
[75,80[151121,17	168	111,17	149968	2000	1000	222340	111170
[80,85[106918,5	126	117,85	96584	1000	500	117850	58925
85+	44341,67	83	187,18	61649	1000	500	187180	93590
Total	3537782,84	1034					1821920	1233775
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1821920}{100000}$	18,22	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1034}{4170175}$			
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1233775}{100000}$	12,34	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	25	por 10^5 pessoas ano		

Tabela 62: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2004. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[260169,84	1	0,38	265627	7000	8000	2660	3040
[25,30[323788,5	1	0,31	329289	7000	8000	2170	2480
[30,35[339509,5	3	0,88	335103	7000	6000	6160	5280
[35,40[308755,33	15	4,86	306576	7000	6000	34020	29160
[40,45[301403	21	6,97	300025	7000	6000	48790	41820
[45,50[286291,5	38	13,27	284347	7000	6000	92890	79620
[50,55[275236,5	64	23,25	275515	7000	5000	162750	116250
[55,60[269933,67	94	34,82	268530	6000	4000	208920	139280
[60,65[239950	99	41,26	236995	5000	4000	206300	165040
[65,70[220441,83	136	61,69	222070	4000	3000	246760	185070
[70,75[201796	175	86,72	200710	3000	2000	260160	173440
[75,80[154010	183	118,82	152404	2000	1000	237640	118820
[80,85[110783,5	122	110,12	100315	1000	500	110120	55060
85 ⁺	46267,33	84	181,55	64000	1000	500	181550	90775
Total	3338336,50	1036					1800890	1205135
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1800890}{100000}$	18,01	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1036}{4195638}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1205135}{100000}$	12,05	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	25	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 63: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2005. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[312470,33	1	0,32	318331	7000	8000	2240	2560
[30,35[346687,83	6	1,73	343926	7000	6000	12110	10380
[35,40[313723,84	5	1,59	310993	7000	6000	11130	9540
[40,45[304029,16	31	10,2	302793	7000	6000	71400	61200
[45,50[289624,84	39	13,47	288281	7000	6000	94290	80820
[50,55[274854,83	51	18,56	274986	7000	5000	129920	92800
[55,60[272287,17	85	31,22	271379	6000	4000	187320	124880
[60,65[245670	95	38,67	242966	5000	4000	193350	154680
[65,70[217980,16	140	64,23	218957	4000	3000	256920	192690
[70,75[203092,34	150	73,86	202984	3000	2000	221580	147720
[75,80[157918	155	98,15	155739	2000	1000	196300	98150
[80,85[114612,33	146	127,39	103704	1000	500	127390	63695
85+	48299,17	85	175,99	66896	1000	500	175990	87995
Total	3101250	989					1679940	1127110
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1679940}{100000}$	16,80	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{989}{4216498}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1127110}{100000}$	11,27	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	23	por 10^5 pessoas ano

Tabela 64: Taxas referentes ao cancro do estômago no ano 2006. Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

RECTO MASC.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35)	142307	3	2,11	141637	7000	6000	14770	12660
[35,40)	138594,16	2	1,44	137600	7000	6000	10080	8640
[40,45)	132739,67	6	4,52	131980	7000	6000	31640	27120
[45,50)	132135	24	18,16	132745	7000	6000	127120	108960
[50,55)	126814,5	28	22,08	125778	7000	5000	154560	110400
[55,60)	112116,5	49	43,7	111560	6000	4000	262200	174800
[60,65)	108867,17	74	67,97	108711	5000	4000	339850	271880
[65,70)	97783	89	91,02	97229	4000	3000	364080	273060
[70,75)	77247,17	122	157,93	76822	3000	2000	473790	315860
[75,80)	53142,17	53	99,73	51746	2000	1000	199460	99730
[80,85)	29468	53	179,86	27231	1000	500	179860	89930
85 ⁺	11879,33	23	193,61	16228	1000	500	193610	96805
Total	1163093,67	526					2351020	1589845
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2351020}{100000}$	23,51	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta	$\lambda = \frac{526}{1922837}$			
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1589845}{100000}$	15,90	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	27,36	por 10^5 pessoas ano		

Tabela 65: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 1998. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35)	144247,33	1	0,69	142969	7000	6000	4830	4140
[35,40)	140641,34	7	4,98	139618	7000	6000	34860	29880
[40,45)	134537,83	9	6,69	133524	7000	6000	46830	40140
[45,50)	131460	18	13,69	131549	7000	6000	95830	82140
[50,55)	128595,17	31	24,11	127878	7000	5000	168770	120550
[55,60)	113628,5	46	40,48	112695	6000	4000	242880	161920
[60,65)	108743,83	69	63,45	109053	5000	4000	317250	253800
[65,70)	99032	83	83,81	98430	4000	3000	335240	251430
[70,75)	78164,83	87	111,3	77720	3000	2000	333900	222600
[75,80)	55591,67	84	151,1	54519	2000	1000	302200	151100
[80,85)	30314,83	46	151,74	27225	1000	500	151740	75870
85+,	12546,17	27	215,21	17205	1000	500	215210	107605
Total	1177503,50	508					2249540	1501175
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2249540}{100000}$	22,50	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{508}{1931853}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1501175}{100000}$	15,01	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	26,30	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 66: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 1999. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30)	163288,83	1	0,61	160326	7000	8000	4270	4880
[30,35)	147469,17	3	2,03	145524	7000	6000	14210	12180
[35,40)	142888,83	2	1,4	141729	7000	6000	9800	8400
[40,45)	136831,67	8	5,85	135580	7000	6000	40950	35100
[45,50)	131506,67	15	11,41	131407	7000	6000	79870	68460
[50,55)	130119,16	20	15,37	129354	7000	5000	107590	76850
[55,60)	115863	36	31,07	114585	6000	4000	186420	124280
[60,65)	107692,84	83	77,07	108475	5000	4000	385350	308280
[65,70)	100145,33	91	90,87	99679	4000	3000	363480	272610
[70,75)	79349	82	103,34	78660	3000	2000	310020	206680
[75,80)	57399,17	58	101,05	56689	2000	1000	202100	101050
[80,85)	32161	37	115,05	28537	1000	500	115050	57525
85 ⁺ ,	13084,17	28	214	18250	1000	500	214000	107000
Total	1357798,84	464					2033110	1383295
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2033110}{100000}$	20,33	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{464}{1944256}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1383295}{100000}$	13,83	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	23,87	por 10^5 pessoas ano

Tabela 67: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2000. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35)	151734,66	3	1,98	149443	7000	6000	13860	11880
[35,40)	145497,34	5	3,44	144103	7000	6000	24080	20640
[40,45)	139245	5	3,59	138124	7000	6000	25130	21540
[45,50)	132003,33	13	9,85	131641	7000	6000	68950	59100
[50,55)	131680,5	34	25,82	130942	7000	5000	180740	129100
[55,60)	118571,83	40	33,73	117156	6000	4000	202380	134920
[60,65)	106665,84	77	72,19	106953	5000	4000	360950	288760
[65,70)	100752,33	78	77,42	100661	4000	3000	309680	232260
[70,75)	81134,67	97	119,55	80087	3000	2000	358650	239100
[75,80)	58597	83	141,65	58130	2000	1000	283300	141650
[80,85)	34223,5	38	111,03	30680	1000	500	111030	55515
85+,	13326,33	22	165,09	18873	1000	500	165090	82545
Total	1213432,33	495					2103840	1417010
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2103840}{100000}$	21,04	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{495}{1960582}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1417010}{100000}$	14,17	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	25,25	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 68: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2001. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35)	156406,84	1	0,64	154056	7000	6000	4480	3840
[35,40)	148157	3	2,02	146922	7000	6000	14140	12120
[40,45)	141523,66	7	4,95	140423	7000	6000	34650	29700
[45,50)	133314,84	19	14,25	132391	7000	6000	99750	85500
[50,55)	132489,5	37	27,93	132460	7000	5000	195510	139650
[55,60)	121562	51	41,95	119998	6000	4000	251700	167800
[60,65)	106899,16	68	63,61	106425	5000	4000	318050	254440
[65,70)	101006,67	94	93,06	100929	4000	3000	372240	279180
[70,75)	83274,33	86	103,27	82243	3000	2000	309810	206540
[75,80)	59493,5	84	141,19	59074	2000	1000	282380	141190
[80,85)	36153,17	48	132,77	32637	1000	500	132770	66385
85 ⁺ ,	13343,67	26	194,85	18962	1000	500	194850	97425
Total	1233624,34	524					2210330	1483770
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2210330}{100000}$	22,10	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{524}{1979786}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1483770}{100000}$	14,84	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	26,47	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 69: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2002. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2003

Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[35,40)	150422,84	7	4,65	149416	7000	6000	32550	27900
[40,45)	144035,33	8	5,55	142673	7000	6000	38850	33300
[45,50)	135229,5	21	15,53	134269	7000	6000	108710	93180
[50,55)	132192,33	15	11,35	132546	7000	5000	79450	56750
[55,60)	124412,17	52	41,8	123144	6000	4000	250800	167200
[60,65)	108198,83	65	60,07	107417	5000	4000	300350	240280
[65,70)	101481,5	85	83,76	101172	4000	3000	335040	251280
[70,75)	85162	90	105,68	84373	3000	2000	317040	211360
[75,80)	60383,5	88	145,74	59943	2000	1000	291480	145740
[80,85)	38061,83	54	141,87	34518	1000	500	141870	70935
85+,	13508,83	25	185,06	18939	1000	500	185060	92530
Total	1093088,66	510					2081200	1390455

Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2081200}{100000}$	20,81	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta	$\lambda = \frac{510}{1998921}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1390455}{100000}$	13,90	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	25,51	por 10^5 pessoas ano

Tabela 70: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2003. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[35,40)	152529,83	2	1,31	151453	7000	6000	9170	7860
[40,45)	146520,34	5	3,41	145436	7000	6000	23870	20460
[45,50)	137263,66	22	16,03	136217	7000	6000	112210	96180
[50,55)	131803,84	31	23,52	131874	7000	5000	164640	117600
[55,60)	126499,16	59	46,64	125692	6000	4000	279840	186560
[60,65)	110126,84	83	75,37	109016	5000	4000	376850	301480
[65,70)	101798	99	97,25	101870	4000	3000	389000	291750
[70,75)	86751	102	117,58	86019	3000	2000	352740	235160
[75,80)	61349,83	84	136,92	60872	2000	1000	273840	136920
[80,85)	39769	59	148,36	36415	1000	500	148360	74180
[85+, Total	14010 1108421,50	28 574	199,86	19314	1000 500	500	199860 2330380	99930 1568080
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2330380}{100000}$	23,30	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta	$\lambda = \frac{574}{2015352}$		
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1568080}{100000}$	15,68	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)	28,48	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 71: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2004. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35)	171990,67	1	0,58	169661	7000	6000	4060	3480
[35,40)	154992,66	5	3,23	153632	7000	6000	22610	19380
[40,45)	148460,67	2	1,35	147633	7000	6000	9450	8100
[45,50)	139441,83	15	10,76	138336	7000	6000	75320	64560
[50,55)	131671,67	22	16,71	131772	7000	5000	116970	83550
[55,60)	128049	38	29,68	127317	6000	4000	178080	118720
[60,65)	112506	71	63,11	111277	5000	4000	315550	252440
[65,70)	101171,34	106	104,77	101798	4000	3000	419080	314310
[70,75)	88074,17	104	118,08	87540	3000	2000	354240	236160
[75,80)	62628,5	72	114,96	61877	2000	1000	229920	114960
[80,85)	41142,67	55	133,68	37874	1000	500	133680	66840
[85+,	14732,33	18	122,18	20124	1000	500	122180	61090
Total	1294861,51	509					1981140	1343590
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1981140}{1000000}$	19,81	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{509}{2028801}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1343590}{1000000}$	13,44	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	25,09	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 72: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2005. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto masculino no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25)	127372	1	0,79	129723	7000	8000	5530	6320
[35,40)	157989,33	3	1,9	156385	7000	6000	13300	11400
[40,45)	150095	10	6,66	149298	7000	6000	46620	39960
[45,50)	141289,67	19	13,45	140579	7000	6000	94150	80700
[50,55)	131603,33	25	19	131593	7000	5000	133000	95000
[55,60)	129266	55	42,55	128805	6000	4000	255300	170200
[60,65)	114793,5	75	65,33	113766	5000	4000	326650	261320
[65,70)	100259,5	99	98,74	100628	4000	3000	394960	296220
[70,75)	88794,17	84	94,6	88654	3000	2000	283800	189200
[75,80)	64514,83	88	136,4	63410	2000	1000	272800	136400
[80,85)	42331,83	60	141,74	38976	1000	500	141740	70870
85 ⁺ ,	15537,17	31	199,52	21226	1000	500	199520	99760
Total	1263846,33	550					2167370	1457350
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2167370}{100000}$	21,67	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{550}{2039704}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1457350}{100000}$	14,57	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	26,96	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 73: Taxas referentes ao cancro do recto masculino no ano 2006. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

RECTO FEM.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35[144935,16	3	2,07	144932	7000	6000	14490	12420
[35,40[144767,34	4	2,76	143888	7000	6000	19320	16560
[40,45[141492,83	4	2,83	141148	7000	6000	19810	16980
[45,50[142628,67	14	9,82	143001	7000	6000	68740	58920
[50,55[138807,83	22	15,85	137885	7000	5000	110950	79250
[55,60[122976,67	30	24,39	122233	6000	4000	146340	97560
[60,65[124291,5	31	24,94	124434	5000	4000	124700	99760
[65,70[118359,16	48	40,55	117710	4000	3000	162200	121650
[70,75[101781,84	66	64,84	101373	3000	2000	194520	129680
[75,80[76745,83	40	52,12	74950	2000	1000	104240	52120
[80,85[52278,33	38	72,69	47116	1000	500	72690	36345
85 ⁺ ,	27395	20	73,01	38104	1000	500	73010	36505
Total	1336460,16	320					1111010	757750
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1111010}{100000}$	11,11	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{320}{2075531}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{757750}{100000}$	7,58	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	15,42	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 74: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 1998. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35[145362,33	1	0,69	144920	7000	6000	4830	4140
[35,40[146476,5	8	5,46	145687	7000	6000	38220	32760
[40,45[142430,5	6	4,21	141853	7000	6000	29470	25260
[45,50[142210,5	15	10,55	142284	7000	6000	73850	63300
[50,55[140276	20	14,26	139728	7000	5000	99820	71300
[55,60[124998,5	19	15,2	123747	6000	4000	91200	60800
[60,65[123622,17	40	32,36	124155	5000	4000	161800	129440
[65,70[119745	41	34,24	119103	4000	3000	136960	102720
[70,75[102748	46	44,77	102256	3000	2000	134310	89540
[75,80[79822,67	38	47,61	78567	2000	1000	95220	47610
[80,85[53224,5	39	73,27	46695	1000	500	73270	36635
85+,	28483,5	31	108,83	39904	1000	500	108830	54415
Total	1349400,17	304					1047780	717920
Pad, Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1047780}{100000}$	10,48	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{304}{2082899}$	
Pad, Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{717920}{717920}$	7,18	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	14,60	por 10^5 pessoas ano

Tabela 75: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 1999. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[52277,83	1	1,91	123668	7000	9000	13370	17190
[25,30[159752,67	1	0,63	157248	7000	8000	4410	5040
[30,35[146954,83	1	0,68	145787	7000	6000	4760	4080
[35,40[148046,17	5	3,38	147315	7000	6000	23660	20280
[40,45[143974,33	5	3,47	143039	7000	6000	24290	20820
[45,50[142066,17	12	8,45	142163	7000	6000	59150	50700
[50,55[141497,5	20	14,13	140847	7000	5000	98910	70650
[55,60[127993,5	23	17,97	126247	6000	4000	107820	71880
[60,65[122006,67	34	27,87	123084	5000	4000	139350	111480
[65,70[120903,33	42	34,74	120477	4000	3000	138960	104220
[70,75[104063,83	43	41,32	103343	3000	2000	123960	82640
[75,80[82300,33	46	55,89	81108	2000	1000	111780	55890
[80,85[55659,83	33	59,29	48404	1000	500	59290	29645
85+,	29236	24	82,09	41466	1000	500	82090	41045
Total	1576732,99	290					991800	685560
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{991800}{100000}$	9,92	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{290}{2093228}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{685560}{100000}$	6,86	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	13,85	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 76: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2000. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[146831	1	0,68	149148	7000	8000	4760	5440
[25,30[164190	1	0,61	162288	7000	8000	4270	4880
[30,35[149845,34	1	0,67	148134	7000	6000	4690	4020
[35,40[149672,33	3	2	148822	7000	6000	14000	12000
[40,45[145859	6	4,11	144949	7000	6000	28770	24660
[45,50[142101,17	10	7,04	141990	7000	6000	49280	42240
[50,55[142868,83	20	14	142177	7000	5000	98000	70000
[55,60[131666	26	19,75	129729	6000	4000	118500	79000
[60,65[120411,33	26	21,59	120939	5000	4000	107950	86360
[65,70[121381,17	46	37,9	121413	4000	3000	151600	113700
[70,75[105947,5	43	40,59	104882	3000	2000	121770	81180
[75,80[84681,83	49	57,86	83528	2000	1000	115720	57860
[80,85[58414,5	39	66,76	51200	1000	500	66760	33380
85+,	29513,17	14	47,44	42303	1000	500	47440	23720
Total	1693383,17	285					933510	638440
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{933510}{1000000}$	9,34	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta $\lambda = \frac{285}{2107137}$		
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{638440}{1000000}$	6,38	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate) 13,53		por 10^5 pessoas ano

Tabela 77: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2001. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[166756,83	2	1,2	166107	7000	8000	8400	9600
[35,40[151064,17	4	2,65	150562	7000	6000	18550	15900
[40,45[147681,83	6	4,06	146805	7000	6000	28420	24360
[45,50[142765,34	8	5,6	142223	7000	6000	39200	33600
[50,55[143734,5	12	8,35	143574	7000	5000	58450	41750
[55,60[135426,33	24	17,72	133615	6000	4000	106320	70880
[60,65[120373,17	28	23,26	119915	5000	4000	116300	93040
[65,70[121204,83	54	44,55	121415	4000	3000	178200	133650
[70,75[108232,5	45	41,58	107085	3000	2000	124740	83160
[75,80[86765,83	49	56,47	85902	2000	1000	112940	56470
[80,85[61315,17	44	71,76	53863	1000	500	71760	35880
85+,	29355	25	85,16	42354	1000	500	85160	42580
Total	1414675,50	301					948440	640870
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{948440}{100000}$	9,48	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{301}{2123705}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{640870}{100000}$	6,41	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	14,17	por 10^5 pessoas ano

Tabela 78: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2002. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35[158115,84	2	1,26	155758	7000	6000	8820	7560
[35,40[151794,83	4	2,64	151597	7000	6000	18480	15840
[40,45[149670,83	2	1,34	148589	7000	6000	9380	8040
[45,50[143971,5	8	5,56	143324	7000	6000	38920	33360
[50,55[143789,67	23	16	143906	7000	5000	112000	80000
[55,60[138475,17	18	13	137256	6000	4000	78000	52000
[60,65[121845	31	25,44	120855	5000	4000	127200	101760
[65,70[121025,33	45	37,18	121060	4000	3000	148720	111540
[70,75[110395	48	43,48	109462	3000	2000	130440	86960
[75,80[88367,5	65	73,56	87710	2000	1000	147120	73560
[80,85[64428,83	40	62,08	57052	1000	500	62080	31040
85+,	29453,34	37	125,62	41939	1000	500	125620	62810
Total	1421332,84	323					1006780	664470
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1006780}{100000}$	10,07	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{323}{2140316}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{664470}{100000}$	6,64	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	15,09	por 10^5 pessoas ano

Tabela 79: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2003. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[133225,83	1	0,75	135870	7000	8000	5250	6000
[35,40[152466,34	4	2,62	152017	7000	6000	18340	15720
[40,45[151578,66	6	3,96	150777	7000	6000	27720	23760
[45,50[145318	12	8,26	144635	7000	6000	57820	49560
[50,55[143708	22	15,31	143681	7000	5000	107170	76550
[55,60[140457,84	26	18,51	139713	6000	4000	111060	74040
[60,65[124272,83	22	17,7	122858	5000	4000	88500	70800
[65,70[120630,5	40	33,16	121051	4000	3000	132640	99480
[70,75[112258,67	44	39,2	111419	3000	2000	117600	78400
[75,80[89772,83	51	56,81	89097	2000	1000	113620	56810
[80,85[67150	41	61,06	60169	1000	500	61060	30530
85+,	30331,67	32	105,5	42335	1000	500	105500	52750
Total	1411171,17	301					946280	634400
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{946280}{100000}$	9,46	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{301}{2154835}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{634400}{100000}$	6,34	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	13,97	por 10^5 pessoas ano

Tabela 80: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2004. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[127768,66	1	0,78	130558	7000	8000	5460	6240
[30,35[167521,33	1	0,6	165444	7000	6000	4200	3600
[35,40[153764	2	1,3	152945	7000	6000	9100	7800
[40,45[152943,5	6	3,92	152394	7000	6000	27440	23520
[45,50[146852,33	12	8,17	146014	7000	6000	57190	49020
[50,55[143565,17	14	9,75	143743	7000	5000	68250	48750
[55,60[141885,67	24	16,92	141215	6000	4000	101520	67680
[60,65[127444,83	36	28,25	125719	5000	4000	141250	113000
[65,70[119271,17	40	33,54	120272	4000	3000	134160	100620
[70,75[113722,83	50	43,97	113171	3000	2000	131910	87940
[75,80[91382,67	45	49,24	90529	2000	1000	98480	49240
[80,85[69642,16	36	51,69	62442	1000	500	51690	25845
85+,	31535	26	82,45	43876	1000	500	82450	41225
Total	1587299,32	293					913100	624480
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{946280}{100000}$	9,13	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{293}{2166862}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{634400}{100000}$	6,24	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	13,52	por 10^5 pessoas ano

Tabela 81: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2005. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do recto feminino no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[153921	1	0,65	156835	7000	8000	4550	5200
[30,35[170894,34	5	2,93	169605	7000	6000	20510	17580
[35,40[155735,5	6	3,85	154610	7000	6000	26950	23100
[40,45[153936	7	4,55	153495	7000	6000	31850	27300
[45,50[148337	13	8,76	147704	7000	6000	61320	52560
[50,55[143252,66	13	9,07	143394	7000	5000	63490	45350
[55,60[143021,5	30	20,98	142574	6000	4000	125880	83920
[60,65[130878	32	24,45	129201	5000	4000	122250	97800
[65,70[117721,67	43	36,53	118330	4000	3000	146120	109590
[70,75[114298,67	50	43,75	114331	3000	2000	131250	87500
[75,80[93403,16	62	66,38	92329	2000	1000	132760	66380
[80,85[72282,34	45	62,26	64730	1000	500	62260	31130
85+,	32762,16	33	100,73	45670	1000	500	100730	50365
Total	1630444,00	340					1029920	697775
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1029920}{100000}$	10,30	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{340}{2176814}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{697775}{100000}$	6,98	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	15,62	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 82: Taxas referentes ao cancro do recto feminino no ano 2006. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do recto no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

CÓLON MASC.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[164215,33	1	0,61	135931	7000	9000	4270	5490
[20,25[318421	2	0,63	162254	7000	8000	4410	5040
[25,30[303237,5	2	0,66	150566	7000	8000	4620	5280
[30,35[287240,84	10	3,48	141637	7000	6000	24360	20880
[35,40[283359,33	13	4,59	137600	7000	6000	32130	27540
[40,45[274231	14	5,11	131980	7000	6000	35770	30660
[45,50[274762,67	16	5,82	132745	7000	6000	40740	34920
[50,55[265622	57	21,46	125778	7000	5000	150220	107300
[55,60[235092,5	69	29,35	111560	6000	4000	176100	117400
[60,65[233156,83	101	43,32	108711	5000	4000	216600	173280
[65,70[216141,17	138	63,85	97229	4000	3000	255400	191550
[70,75[179027,83	160	89,37	76822	3000	2000	268110	178740
[75,80[129887	123	94,7	51746	2000	1000	189400	94700
[80,85[81744,83	62	75,85	27231	1000	500	75850	37925
85+,	39274,34	41	104,39	16228	1000	500	104390	52195
Total	3285414,17	809					1582370	1082900
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1582370}{100000}$	15,82	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{809}{1922837}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1082900}{100000}$	10,83	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	42,07	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 83: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2006. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[312289	1	0,32	154579	7000	8000	2240	2560
[35,40[287116,5	13	4,53	139618	7000	6000	31710	27180
[40,45[276966,8	17	6,14	133524	7000	6000	42980	36840
[45,50[273667,8	25	9,14	131549	7000	6000	63980	54840
[50,55[268869,8	58	21,57	127878	7000	5000	150990	107850
[55,60[238626,3	68	28,5	112695	6000	4000	171000	114000
[60,65[232364,3	120	51,64	109053	5000	4000	258200	206560
[65,70[218775,8	141	64,45	98430	4000	3000	257800	193350
[70,75[180911,3	166	91,76	77720	3000	2000	275280	183520
[75,80[135414,3	119	87,88	54519	2000	1000	175760	87880
[80,85[83537,67	63	75,42	27225	1000	500	75420	37710
85 ⁺ ,	41029,33	41	99,93	17205	1000	500	99930	49965
Total	2549569	832					1605290	1102255
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1605290}{100000}$	16,05	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{832}{1931853}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1102255}{100000}$	11,02	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	43,07	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 84: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 1999. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[323040,17	2	0,62	160326	7000	8000	4340	4960
[30,35[294423,83	6	2,04	145524	7000	6000	14280	12240
[35,40[290933,84	6	2,06	141729	7000	6000	14420	12360
[40,45[280805,16	15	5,34	135580	7000	6000	37380	32040
[45,50[273570,34	23	8,41	131407	7000	6000	58870	50460
[50,55[271613,66	48	17,67	129354	7000	5000	123690	88350
[55,60[243856,5	73	29,94	114585	6000	4000	179640	119760
[60,65[229698,5	117	50,94	108475	5000	4000	254700	203760
[65,70[221047,17	174	78,72	99679	4000	3000	314880	236160
[70,75[183410,83	180	98,14	78660	3000	2000	294420	196280
[75,80[139699,5	141	100,93	56689	2000	1000	201860	100930
[80,85[87819,5	87	99,07	28537	1000	500	99070	49535
85 ⁺ ,	42319,17	45	106,33	18250	1000	500	106330	53165
Total	2882238,17	917					1703880	1160000
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1703880}{100000}$	17,04	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{917}{1944256}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1160000}{100000}$	11,60	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	47,16	por 10^5 pessoas ano

Tabela 85: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2000. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n _j	d _j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10 ⁵ py	População ROR Sul	n _j [*] EU	n _j [*] WSP	E [*] = n _j [*] · λ _j EU	E [*] = n _j [*] · λ _j WSP
[15,20[150309,2	1	0,67	123871	7000	9000	4690	6030
[25,30[332700,5	3	0,9	166278	7000	8000	6300	7200
[30,35[301579,8	3	0,99	149443	7000	6000	6930	5940
[35,40[295169,5	7	2,37	144103	7000	6000	16590	14220
[40,45[285103,2	17	5,96	138124	7000	6000	41720	35760
[45,50[274103,3	29	10,58	131641	7000	6000	74060	63480
[50,55[274547,3	45	16,39	130942	7000	5000	114730	81950
[55,60[250237,7	81	32,37	117156	6000	4000	194220	129480
[60,65[227077	125	55,05	106953	5000	4000	275250	220200
[65,70[222130,7	150	67,53	100661	4000	3000	270120	202590
[70,75[187080,5	187	99,96	80087	3000	2000	299880	199920
[75,80[143278,8	142	99,11	58130	2000	1000	198220	99110
[80,85[92636,83	80	86,36	30680	1000	500	86360	43180
85 ⁺ ,	42838,5	37	86,37	18873	1000	500	86370	43185
Total	3078793	907					1675440	1152245
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1675440}{100000}$	16,75	por 10 ⁵ pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{907}{1960582}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1152245}{100000}$	11,52	por 10 ⁵ pessoas ano		(Crude Rate)	46,26	por 10 ⁵ pessoas ano

Tabela 86: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2001. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^{*} população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^{*} casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[338416	5	1,48	170751	7000	8000	10360	11840
[30,35[310068,3	5	1,61	154056	7000	6000	11270	9660
[35,40[299220,5	4	1,34	146922	7000	6000	9380	8040
[40,45[289204,5	9	3,11	140423	7000	6000	21770	18660
[45,50[276079,3	25	9,06	132391	7000	6000	63420	54360
[50,55[276222,7	27	9,77	132460	7000	5000	68390	48850
[55,60[256987,5	70	27,24	119998	6000	4000	163440	108960
[60,65[227272	107	47,08	106425	5000	4000	235400	188320
[65,70[222207,7	164	73,8	100929	4000	3000	295200	221400
[70,75[191505,7	167	87,2	82243	3000	2000	261600	174400
[75,80[146257,8	159	108,71	59074	2000	1000	217420	108710
[80,85[97467,83	103	105,68	32637	1000	500	105680	52840
85+,	42698,33	55	128,81	18962	1000	500	128810	64405
Total	2973608	900					1592140	1070445
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1592140}{100000}$	15,92	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{900}{1979786}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1070445}{100000}$	10,70	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	45,46	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 87: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2002. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[338492,5	3	0,89	172568	7000	8000	6230	7120
[30,35[319462,3	10	3,13	158776	7000	6000	21910	18780
[35,40[302217,2	6	1,99	149416	7000	6000	13930	11940
[40,45[293705,2	13	4,43	142673	7000	6000	31010	26580
[45,50[279200,2	36	12,89	134269	7000	6000	90230	77340
[50,55[275981,3	39	14,13	132546	7000	5000	98910	70650
[55,60[262886,8	83	31,57	123144	6000	4000	189420	126280
[60,65[230043,3	129	56,08	107417	5000	4000	280400	224320
[65,70[222504,3	126	56,63	101172	4000	3000	226520	169890
[70,75[195557	177	90,51	84373	3000	2000	271530	181020
[75,80[148749,2	169	113,61	59943	2000	1000	227220	113610
[80,85[102490,5	96	93,67	34518	1000	500	93670	46835
85+,	42962,17	35	81,47	18939	1000	500	81470	40735
Total	3014252	922					1632450	1115100
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1592140}{100000}$	16,32	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{922}{1998921}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1070445}{100000}$	11,15	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	46,12	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 88: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2003. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[333139,8	1	0,3	171180	7000	8000	2100	2400
[30,35[329752,3	6	1,82	163930	7000	6000	12740	10920
[35,40[304995,7	3	0,98	151453	7000	6000	6860	5880
[40,45[298097,5	15	5,03	145436	7000	6000	35210	30180
[45,50[282579,7	21	7,43	136217	7000	6000	52010	44580
[50,55[275511,8	57	20,69	131874	7000	5000	144830	103450
[55,60[266956	104	38,96	125692	6000	4000	233760	155840
[60,65[234399,2	151	64,42	109016	5000	4000	322100	257680
[65,70[222428,2	187	84,07	101870	4000	3000	336280	252210
[70,75[199009	186	93,46	86019	3000	2000	280380	186920
[75,80[151121,2	163	107,86	60872	2000	1000	215720	107860
[80,85[106918,5	119	111,3	36415	1000	500	111300	55650
85+,	44341,67	65	146,59	19314	1000	500	146590	73295
Total	3049251	1078					1899880	1286865
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1899880}{100000}$	19,00	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1078}{2015352}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1286865}{100000}$	12,87	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	53,49	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 89: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2004. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[260169,8	1	0,38	135071	7000	8000	2660	3040
[25,30[323788,5	3	0,93	167143	7000	8000	6510	7440
[30,35[339509,5	6	1,77	169661	7000	6000	12390	10620
[35,40[308755,3	5	1,62	153632	7000	6000	11340	9720
[40,45[301403	23	7,63	147633	7000	6000	53410	45780
[45,50[286291,5	27	9,43	138336	7000	6000	66010	56580
[50,55[275236,5	50	18,17	131772	7000	5000	127190	90850
[55,60[269933,7	93	34,45	127317	6000	4000	206700	137800
[60,65[239950	137	57,1	111277	5000	4000	285500	228400
[65,70[220441,8	187	84,83	101798	4000	3000	339320	254490
[70,75[201796	219	108,53	87540	3000	2000	325590	217060
[75,80[154010	184	119,47	61877	2000	1000	238940	119470
[80,85[110783,5	147	132,69	37874	1000	500	132690	66345
85+,	46267,33	64	138,33	20124	1000	500	138330	69165
Total	3338337	1146					1946580	1316760
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1946580}{100000}$	19,47	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1146}{2028801}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1316760}{100000}$	13,17	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	56,49	por 10^5 pessoas ano

Tabela 90: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2005. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon masculino no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[129811,3	1	0,77	109444	7000	9000	5390	6930
[20,25[249825,8	1	0,4	129723	7000	8000	2800	3200
[25,30[312470,3	2	0,64	161497	7000	8000	4480	5120
[30,35[346687,8	2	0,58	174324	7000	6000	4060	3480
[35,40[313723,8	8	2,55	156385	7000	6000	17850	15300
[40,45[304029,2	18	5,92	149298	7000	6000	41440	35520
[45,50[289624,8	20	6,91	140579	7000	6000	48370	41460
[50,55[274854,8	64	23,29	131593	7000	5000	163030	116450
[55,60[272287,2	90	33,05	128805	6000	4000	198300	132200
[60,65[245670	132	53,73	113766	5000	4000	268650	214920
[65,70[217980,2	185	84,87	100628	4000	3000	339480	254610
[70,75[203092,3	230	113,25	88654	3000	2000	339750	226500
[75,80[157918	204	129,18	63410	2000	1000	258360	129180
[80,85[114612,3	107	93,36	38976	1000	500	93360	46680
85+,	48299,17	71	147	21226	1000	500	147000	73500
Total	3480887	1135					1932320	1305050
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1932320}{100000}$	19,32	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{1135}{2039704}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1305050}{100000}$	13,05	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	55,65	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 91: Taxas referentes ao cancro do cólon masculino no ano 2006. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

CÓLON FEM.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[150660,17	5	3,32	148844	7000	8000	23240	26560
[30,35[144935,16	2	1,38	144932	7000	6000	9660	8280
[35,40[144767,34	10	6,91	143888	7000	6000	48370	41460
[40,45[141492,83	16	11,31	141148	7000	6000	79170	67860
[45,50[142628,67	30	21,03	143001	7000	6000	147210	126180
[50,55[138807,83	39	28,1	137885	7000	5000	196700	140500
[55,60[122976,67	41	33,34	122233	6000	4000	200040	133360
[60,65[124291,5	102	82,07	124434	5000	4000	410350	328280
[65,70[118359,16	104	87,87	117710	4000	3000	351480	263610
[70,75[101781,84	137	134,6	101373	3000	2000	403800	269200
[75,80[76745,83	99	129	74950	2000	1000	258000	129000
[80,85[52278,33	76	145,38	47116	1000	500	145380	72690
85 ⁺ ,	27395	65	237,27	38104	1000	500	237270	118635
Total	1487120,33	726					2510670	1725615
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2510670}{100000}$	25,11	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{726}{2075531}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1725615}{100000}$	17,26	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	34,98	por 10^5 pessoas ano

Tabela 92: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 1998. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[10,15[42175,5	1	2,37	102361	7000	9000	16590	21330
[15,20[125787,66	1	0,79	127860	7000	9000	5530	7110
[20,25[154484,84	2	1,29	156045	7000	8000	9030	10320
[25,30[154849,5	1	0,65	152472	7000	8000	4550	5200
[30,35[145362,33	4	2,75	144920	7000	6000	19250	16500
[35,40[146476,5	5	3,41	145687	7000	6000	23870	20460
[40,45[142430,5	15	10,53	141853	7000	6000	73710	63180
[45,50[142210,5	18	12,66	142284	7000	6000	88620	75960
[50,55[140276	48	34,22	139728	7000	5000	239540	171100
[55,60[124998,5	37	29,6	123747	6000	4000	177600	118400
[60,65[123622,17	87	70,38	124155	5000	4000	351900	281520
[65,70[119745	122	101,88	119103	4000	3000	407520	305640
[70,75[102748	122	118,74	102256	3000	2000	356220	237480
[75,80[79822,67	123	154,09	78567	2000	1000	308180	154090
[80,85[53224,5	66	124	46695	1000	500	124000	62000
85+,	28483,5	52	182,56	39904	1000	500	182560	91280
Total	1826697,67	704					2388670	1641570
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2388670}{100000}$	23,89	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{704}{2082899}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1641570}{100000}$	16,42	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	33,80	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 93: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 1999. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[151052,83	1	0,66	152956	7000	8000	4620	5280
[25,30[159752,67	1	0,63	157248	7000	8000	4410	5040
[30,35[146954,83	1	0,68	145787	7000	6000	4760	4080
[35,40[148046,17	7	4,73	147315	7000	6000	33110	28380
[40,45[143974,33	23	15,98	143039	7000	6000	111860	95880
[45,50[142066,17	28	19,71	142163	7000	6000	137970	118260
[50,55[141497,5	44	31,1	140847	7000	5000	217700	155500
[55,60[127993,5	48	37,5	126247	6000	4000	225000	150000
[60,65[122006,67	64	52,46	123084	5000	4000	262300	209840
[65,70[120903,33	106	87,67	120477	4000	3000	350680	263010
[70,75[104063,83	114	109,55	103343	3000	2000	328650	219100
[75,80[82300,33	123	149,45	81108	2000	1000	298900	149450
[80,85[55659,83	88	158,1	48404	1000	500	158100	79050
85+,	29236	52	177,86	41466	1000	500	177860	88930
Total	1675507,99	700					2315920	1571800
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2315920}{100000}$	23,16	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{700}{2093228}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1571800}{100000}$	15,72	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	33,44	por 10^5 pessoas ano

Tabela 94: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2000. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[116766,66	1	0,86	119103	7000	9000	6020	7740
[20,25[146831	1	0,68	149148	7000	8000	4760	5440
[25,30[164190	2	1,22	162288	7000	8000	8540	9760
[30,35[149845,34	4	2,67	148134	7000	6000	18690	16020
[35,40[149672,33	6	4,01	148822	7000	6000	28070	24060
[40,45[145859	23	15,77	144949	7000	6000	110390	94620
[45,50[142101,17	21	14,78	141990	7000	6000	103460	88680
[50,55[142868,83	51	35,7	142177	7000	5000	249900	178500
[55,60[131666	65	49,37	129729	6000	4000	296220	197480
[60,65[120411,33	76	63,12	120939	5000	4000	315600	252480
[65,70[121381,17	95	78,27	121413	4000	3000	313080	234810
[70,75[105947,5	127	119,87	104882	3000	2000	359610	239740
[75,80[84681,83	138	162,96	83528	2000	1000	325920	162960
[80,85[58414,5	97	166,05	51200	1000	500	166050	83025
85+,	29513,17	63	213,46	42303	1000	500	213460	106730
Total	1810149,83	770					2519770	1702045
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2519770}{100000}$	25,20	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{770}{2107137}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1702045}{100000}$	17,02	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	36,54	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 95: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2001. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[166756,83	3	1,8	166107	7000	8000	12600	14400
[30,35[153662	5	3,25	151578	7000	6000	22750	19500
[35,40[151064,17	9	5,96	150562	7000	6000	41720	35760
[40,45[147681,83	11	7,45	146805	7000	6000	52150	44700
[45,50[142765,34	26	18,21	142223	7000	6000	127470	109260
[50,55[143734,5	36	25,05	143574	7000	5000	175350	125250
[55,60[135426,33	56	41,35	133615	6000	4000	248100	165400
[60,65[120373,17	83	68,95	119915	5000	4000	344750	275800
[65,70[121204,83	116	95,71	121415	4000	3000	382840	287130
[70,75[108232,5	119	109,95	107085	3000	2000	329850	219900
[75,80[86765,83	142	163,66	85902	2000	1000	327320	163660
[80,85[61315,17	70	114,16	53863	1000	500	114160	57080
85+,	29355	64	218,02	42354	1000	500	218020	109010
Total	1568337,50	740					2397080	1626850
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{2397080}{100000}$	23,97	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{740}{2123705}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1626850}{100000}$	16,27	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	34,84	por 10^5 pessoas ano

Tabela 96: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2002. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[108799,67	2	1,84	110219	7000	9000	12880	16560
[25,30[166621,16	1	0,6	167412	7000	8000	4200	4800
[30,35[158115,84	5	3,16	155758	7000	6000	22120	18960
[35,40[151794,83	4	2,64	151597	7000	6000	18480	15840
[40,45[149670,83	13	8,69	148589	7000	6000	60830	52140
[45,50[143971,5	27	18,75	143324	7000	6000	131250	112500
[50,55[143789,67	34	23,65	143906	7000	5000	165550	118250
[55,60[138475,17	75	54,16	137256	6000	4000	324960	216640
[60,65[121845	81	66,48	120855	5000	4000	332400	265920
[65,70[121025,33	100	82,63	121060	4000	3000	330520	247890
[70,75[110395	132	119,57	109462	3000	2000	358710	239140
[75,80[88367,5	149	168,61	87710	2000	1000	337220	168610
[80,85[64428,83	84	130,38	57052	1000	500	130380	65190
85 ⁺ ,	29453,34	75	254,64	41939	1000	500	254640	127320
Total	1696753,67	782					2484140	1669760
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2484140}{100000}$	24,84	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{782}{2140316}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1669760}{100000}$	16,70	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	36,54	por 10^5 pessoas ano

Tabela 97: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2003. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[106597,17	1	0,94	107355	7000	9000	6580	8460
[20,25[133225,83	1	0,75	135870	7000	8000	5250	6000
[25,30[163986,17	3	1,83	165834	7000	8000	12810	14640
[30,35[162960,33	2	1,23	160484	7000	6000	8610	7380
[35,40[152466,34	9	5,9	152017	7000	6000	41300	35400
[40,45[151578,66	8	5,28	150777	7000	6000	36960	31680
[45,50[145318	25	17,2	144635	7000	6000	120400	103200
[50,55[143708	44	30,62	143681	7000	5000	214340	153100
[55,60[140457,84	46	32,75	139713	6000	4000	196500	131000
[60,65[124272,83	75	60,35	122858	5000	4000	301750	241400
[65,70[120630,5	117	96,99	121051	4000	3000	387960	290970
[70,75[112258,67	142	126,49	111419	3000	2000	379470	252980
[75,80[89772,83	126	140,35	89097	2000	1000	280700	140350
[80,85[67150	134	199,55	60169	1000	500	199550	99775
85+,	30331,67	80	263,75	42335	1000	500	263750	131875
Total	1844714,84	813					2455930	1648210
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2455930}{100000}$	24,56	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{813}{2154835}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1648210}{100000}$	16,48	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	37,73	por 10^5 pessoas ano

Tabela 98: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2004. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[159481,84	2	1,25	162147	7000	8000	8750	10000
[30,35[167521,33	3	1,79	165444	7000	6000	12530	10740
[35,40[153764	5	3,25	152945	7000	6000	22750	19500
[40,45[152943,5	15	9,81	152394	7000	6000	68670	58860
[45,50[146852,33	31	21,11	146014	7000	6000	147770	126660
[50,55[143565,17	38	26,47	143743	7000	5000	185290	132350
[55,60[141885,67	65	45,81	141215	6000	4000	274860	183240
[60,65[127444,83	84	65,91	125719	5000	4000	329550	263640
[65,70[119271,17	110	92,23	120272	4000	3000	368920	276690
[70,75[113722,83	135	118,71	113171	3000	2000	356130	237420
[75,80[91382,67	149	163,05	90529	2000	1000	326100	163050
[80,85[69642,16	113	162,26	62442	1000	500	162260	81130
85+,	31535	91	288,57	43876	1000	500	288570	144285
Total	1619012,50	841					2552150	1707565
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2552150}{100000}$	25,52	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{841}{2166862}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1707565}{100000}$	17,08	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	38,81	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 99: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2005. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do cólon feminino no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[122454,5	1	0,82	124973	7000	8000	5740	6560
[30,35[170894,34	4	2,34	169605	7000	6000	16380	14040
[35,40[155735,5	6	3,85	154610	7000	6000	26950	23100
[40,45[153936	18	11,69	153495	7000	6000	81830	70140
[45,50[148337	34	22,92	147704	7000	6000	160440	137520
[50,55[143252,66	50	34,9	143394	7000	5000	244300	174500
[55,60[143021,5	69	48,24	142574	6000	4000	289440	192960
[60,65[130878	79	60,36	129201	5000	4000	301800	241440
[65,70[117721,67	131	111,28	118330	4000	3000	445120	333840
[70,75[114298,67	133	116,36	114331	3000	2000	349080	232720
[75,80[93403,16	155	165,95	92329	2000	1000	331900	165950
[80,85[72282,34	132	182,62	64730	1000	500	182620	91310
85 ⁺ ,	32762,16	83	253,34	45670	1000	500	253340	126670
Total	1598977,50	895					2688940	1810750
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2688940}{100000}$	26,89	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{895}{2176814}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1810750}{100000}$	18,11	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	41,12	por 10^5 pessoas ano

Tabela 100: Taxas referentes ao cancro do cólon feminino no ano 2006. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do cólon no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

ESTÔMAGO MASC.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[152578,67	1	0,66	150566	7000	8000	4620	5280
[30,35[142307	4	2,81	141637	7000	6000	19670	16860
[35,40[138594,16	9	6,49	137600	7000	6000	45430	38940
[40,45[132739,67	13	9,79	131980	7000	6000	68530	58740
[45,50[132135	34	25,73	132745	7000	6000	180110	154380
[50,55[126814,5	51	40,22	125778	7000	5000	281540	201100
[55,60[112116,5	61	54,41	111560	6000	4000	326460	217640
[60,65[108867,17	83	76,24	108711	5000	4000	381200	304960
[65,70[97783	133	136,02	97229	4000	3000	544080	408060
[70,75[77247,17	140	181,24	76822	3000	2000	543720	362480
[75,80[53142,17	109	205,11	51746	2000	1000	410220	205110
[80,85[29468	62	210,4	27231	1000	500	210400	105200
85 ⁺ ,	11879,33	48	404,06	16228	1000	500	404060	202030
Total	1315672,34	748					3420040	2280780
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3420040}{100000}$	34,20	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{748}{1922837}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2280780}{100000}$	22,81	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	38,90	por 10^5 pessoas ano

Tabela 101: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 1998. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[0,5[81421,5	1	1,23	103402	8000	12000	9840	14760
[25,30[157440,67	2	1,27	154579	7000	8000	8890	10160
[30,35[144247,33	3	2,08	142969	7000	6000	14560	12480
[35,40[140641,34	11	7,82	139618	7000	6000	54740	46920
[40,45[134537,83	23	17,1	133524	7000	6000	119700	102600
[45,50[131460	26	19,78	131549	7000	6000	138460	118680
[50,55[128595,17	47	36,55	127878	7000	5000	255850	182750
[55,60[113628,5	57	50,16	112695	6000	4000	300960	200640
[60,65[108743,83	84	77,25	109053	5000	4000	386250	309000
[65,70[99032	114	115,11	98430	4000	3000	460440	345330
[70,75[78164,83	139	177,83	77720	3000	2000	533490	355660
[75,80[55591,67	122	219,46	54519	2000	1000	438920	219460
[80,85[30314,83	61	201,22	27225	1000	500	201220	100610
85 ⁺ ,	12546,17	41	326,79	17205	1000	500	326790	163395
Total	1416365,67	731					3250110	2182445
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{3250110}{100000}$	32,50	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{731}{1931853}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{2182445}{100000}$	21,82	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	37,84	por 10^5 pessoas ano

Tabela 102: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 1999. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[163288,83	2	1,22	160326	7000	8000	8540	9760
[30,35[147469,17	4	2,71	145524	7000	6000	18970	16260
[35,40[142888,83	7	4,9	141729	7000	6000	34300	29400
[40,45[136831,67	17	12,42	135580	7000	6000	86940	74520
[45,50[131506,67	31	23,57	131407	7000	6000	164990	141420
[50,55[130119,16	32	24,59	129354	7000	5000	172130	122950
[55,60[115863	55	47,47	114585	6000	4000	284820	189880
[60,65[107692,84	88	81,71	108475	5000	4000	408550	326840
[65,70[100145,33	129	128,81	99679	4000	3000	515240	386430
[70,75[79349	134	168,87	78660	3000	2000	506610	337740
[75,80[57399,17	105	182,93	56689	2000	1000	365860	182930
[80,85[32161	59	183,45	28537	1000	500	183450	91725
85 ⁺ ,	13084,17	35	267,5	18250	1000	500	267500	133750
Total	1357798,84	698					3017900	2043605
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{3017900}{100000}$	30,18	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta $\lambda = \frac{698}{1944256}$		
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{2043605}{100000}$	20,44	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate) 35,90	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 103: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2000. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[10,15[105269,66	1	0,95	105328	7000	9000	6650	8550
[15,20[121611,34	1	0,82	123871	7000	9000	5740	7380
[25,30[168512,17	2	1,19	166278	7000	8000	8330	9520
[30,35[151734,66	3	1,98	149443	7000	6000	13860	11880
[35,40[145497,34	6	4,12	144103	7000	6000	28840	24720
[40,45[139245	13	9,34	138124	7000	6000	65380	56040
[45,50[132003,33	34	25,76	131641	7000	6000	180320	154560
[50,55[131680,5	41	31,14	130942	7000	5000	217980	155700
[55,60[118571,83	52	43,86	117156	6000	4000	263160	175440
[60,65[106665,84	72	67,5	106953	5000	4000	337500	270000
[65,70[100752,33	109	108,19	100661	4000	3000	432760	324570
[70,75[81134,67	125	154,06	80087	3000	2000	462180	308120
[75,80[58597	99	168,95	58130	2000	1000	337900	168950
[80,85[34223,5	65	189,93	30680	1000	500	189930	94965
85+,	13326,33	43	322,67	18873	1000	500	322670	161335
Total	1608825,50	666					2873200	1931730
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2873200}{100000}$	28,73	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{666}{1960582}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1931730}{100000}$	19,32	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	33,97	por 10^5 pessoas ano

Tabela 104: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2001. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=*Age-Standardized incidence Rate*. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[117348,5	1	0,85	119295	7000	9000	5950	7650
[25,30[171660,16	1	0,58	170751	7000	8000	4060	4640
[30,35[156406,84	5	3,2	154056	7000	6000	22400	19200
[35,40[148157	12	8,1	146922	7000	6000	56700	48600
[40,45[141523,66	18	12,72	140423	7000	6000	89040	76320
[45,50[133314,84	21	15,75	132391	7000	6000	110250	94500
[50,55[132489,5	36	27,17	132460	7000	5000	190190	135850
[55,60[121562	57	46,89	119998	6000	4000	281340	187560
[60,65[106899,16	70	65,48	106425	5000	4000	327400	261920
[65,70[101006,67	111	109,89	100929	4000	3000	439560	329670
[70,75[83274,33	142	170,52	82243	3000	2000	511560	341040
[75,80[59493,5	101	169,77	59074	2000	1000	339540	169770
[80,85[36153,17	62	171,49	32637	1000	500	171490	85745
85+,	13343,67	33	247,31	18962	1000	500	247310	123655
Total	1522633	670					2796790	1886120
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2796790}{100000}$	27,97	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta		$\lambda = \frac{670}{1979786}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1886120}{100000}$	18,86	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)		33,84	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 105: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2002. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[142279,34	1	0,7	144362	7000	8000	4900	5600
[25,30[171873,16	2	1,16	172568	7000	8000	8120	9280
[30,35[161347,5	4	2,48	158776	7000	6000	17360	14880
[35,40[150422,84	6	3,99	149416	7000	6000	27930	23940
[40,45[144035,33	16	11,11	142673	7000	6000	77770	66660
[45,50[135229,5	36	26,62	134269	7000	6000	186340	159720
[50,55[132192,33	42	31,77	132546	7000	5000	222390	158850
[55,60[124412,17	56	45,01	123144	6000	4000	270060	180040
[60,65[108198,83	80	73,94	107417	5000	4000	369700	295760
[65,70[101481,5	88	86,72	101172	4000	3000	346880	260160
[70,75[85162	125	146,78	84373	3000	2000	440340	293560
[75,80[60383,5	99	163,95	59943	2000	1000	327900	163950
[80,85[38061,83	72	189,17	34518	1000	500	189170	94585
85+,	13508,83	38	281,3	18939	1000	500	281300	140650
Total	1568589	665					2770160	1867635
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{2770160}{100000}$	27,70	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{665}{1998921}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1867635}{100000}$	18,68	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	33,27	por 10^5 pessoas ano

Tabela 106: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2003. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[169155,83	1	0,59	171180	7000	8000	4130	4720
[30,35[166793,67	5	3	163930	7000	6000	21000	18000
[35,40[152529,83	10	6,56	151453	7000	6000	45920	39360
[40,45[146520,34	13	8,87	145436	7000	6000	62090	53220
[45,50[137263,66	23	16,76	136217	7000	6000	117320	100560
[50,55[131803,84	40	30,35	131874	7000	5000	212450	151750
[55,60[126499,16	49	38,74	125692	6000	4000	232440	154960
[60,65[110126,84	90	81,72	109016	5000	4000	408600	326880
[65,70[101798	112	110,02	101870	4000	3000	440080	330060
[70,75[86751	93	107,2	86019	3000	2000	321600	214400
[75,80[61349,83	97	158,11	60872	2000	1000	316220	158110
[80,85[39769	74	186,07	36415	1000	500	186070	93035
85+,	14010	42	299,79	19314	1000	500	299790	149895
Total	1444371	649					2667710	1794950
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{2667710}{100000}$	26,68	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta $\lambda = \frac{649}{2015352}$		
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{1794950}{100000}$	17,95	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate) 32,20		por 10^5 pessoas ano

Tabela 107: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2004. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n _j	d _j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10 ⁵ py	População ROR Sul	n _j [*] EU	n _j [*] WSP	E* = n _j [*] · λ _j EU	E* = n _j [*] · λ _j WSP
[30,35[171990,67	2	1,16	169661	7000	6000	8120	6960
[35,40[154992,66	8	5,16	153632	7000	6000	36120	30960
[40,45[148460,67	16	10,78	147633	7000	6000	75460	64680
[45,50[139441,83	27	19,36	138336	7000	6000	135520	116160
[50,55[131671,67	39	29,62	131772	7000	5000	207340	148100
[55,60[128049	66	51,54	127317	6000	4000	309240	206160
[60,65[112506	63	56	111277	5000	4000	280000	224000
[65,70[101171,34	98	96,87	101798	4000	3000	387480	290610
[70,75[88074,17	112	127,17	87540	3000	2000	381510	254340
[75,80[62628,5	112	178,83	61877	2000	1000	357660	178830
[80,85[41142,67	68	165,28	37874	1000	500	165280	82640
85+,	14732,33	30	203,63	20124	1000	500	203630	101815
Total	1294862	641					2547360	1705255
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2547360}{100000}$	25,47	por 10 ⁵ pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{641}{2028801}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1705255}{100000}$	17,05	por 10 ⁵ pessoas ano		(Crude Rate)	31,60	por 10 ⁵ pessoas ano

Tabela 108: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2005. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^{*} população padrão (*European Standard Population-EU;World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago masculino no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[158550,5	1	0,63	161497	7000	8000	4410	5040
[30,35[175795,17	1	0,57	174324	7000	6000	3990	3420
[35,40[157989,33	3	1,9	156385	7000	6000	13300	11400
[40,45[150095	21	13,99	149298	7000	6000	97930	83940
[45,50[141289,67	24	16,99	140579	7000	6000	118930	101940
[50,55[131603,33	34	25,84	131593	7000	5000	180880	129200
[55,60[129266	59	45,64	128805	6000	4000	273840	182560
[60,65[114793,5	70	60,98	113766	5000	4000	304900	243920
[65,70[100259,5	93	92,76	100628	4000	3000	371040	278280
[70,75[88794,17	91	102,48	88654	3000	2000	307440	204960
[75,80[64514,83	86	133,3	63410	2000	1000	266600	133300
[80,85[42331,83	89	210,24	38976	1000	500	210240	105120
85+,	15537,17	41	263,88	21226	1000	500	263880	131940
Total	1470820	613					2417380	1615020
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{2417380}{100000}$	24,17	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{613}{2039704}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1615020}{100000}$	16,15	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	30,05	por 10^5 pessoas ano

Tabela 109: Taxas referentes ao cancro do estômago masculino no ano 2006. Legenda: n_j população masculina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

ESTÔMAGO FEM.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 1998								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[150660,17	2	1,33	148844	7000	8000	9310	10640
[30,35[144935,16	1	0,69	144932	7000	6000	4830	4140
[35,40[144767,34	4	2,76	143888	7000	6000	19320	16560
[40,45[141492,83	8	5,65	141148	7000	6000	39550	33900
[45,50[142628,67	13	9,11	143001	7000	6000	63770	54660
[50,55[138807,83	25	18,01	137885	7000	5000	126070	90050
[55,60[122976,67	30	24,39	122233	6000	4000	146340	97560
[60,65[124291,5	40	32,18	124434	5000	4000	160900	128720
[65,70[118359,16	67	56,61	117710	4000	3000	226440	169830
[70,75[101781,84	60	58,95	101373	3000	2000	176850	117900
[75,80[76745,83	67	87,3	74950	2000	1000	174600	87300
[80,85[52278,33	61	116,68	47116	1000	500	116680	58340
85 ⁺ ,	27395	43	156,96	38104	1000	500	156960	78480
Total	1487120,33	421					1421620	948080
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{3420040}{100000}$	14,22	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{421}{2075531}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{2280780}{100000}$	9,48	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	20,28	por 10^5 pessoas ano

Tabela 110: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 1998. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 1999								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[154849,5	3	1,94	152472	7000	8000	13580	15520
[30,35[145362,33	4	2,75	144920	7000	6000	19250	16500
[35,40[146476,5	13	8,88	145687	7000	6000	62160	53280
[40,45[142430,5	15	10,53	141853	7000	6000	73710	63180
[45,50[142210,5	22	15,47	142284	7000	6000	108290	92820
[50,55[140276	31	22,1	139728	7000	5000	154700	110500
[55,60[124998,5	30	24	123747	6000	4000	144000	96000
[60,65[123622,17	42	33,97	124155	5000	4000	169850	135880
[65,70[119745	64	53,45	119103	4000	3000	213800	160350
[70,75[102748	84	81,75	102256	3000	2000	245250	163500
[75,80[79822,67	60	75,17	78567	2000	1000	150340	75170
[80,85[53224,5	46	86,43	46695	1000	500	86430	43215
85+,	28483,5	45	157,99	39904	1000	500	157990	78995
Total	1504249,67	459					1599350	1104910
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1599350}{100000}$	15,99	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{459}{2082899}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{1104910}{100000}$	11,05	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	22,04	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 111: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 1999. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2000								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[159752,67	3	1,88	157248	7000	8000	13160	15040
[30,35[146954,83	6	4,08	145787	7000	6000	28560	24480
[35,40[148046,17	4	2,7	147315	7000	6000	18900	16200
[40,45[143974,33	14	9,72	143039	7000	6000	68040	58320
[45,50[142066,17	13	9,15	142163	7000	6000	64050	54900
[50,55[141497,5	17	12,01	140847	7000	5000	84070	60050
[55,60[127993,5	29	22,66	126247	6000	4000	135960	90640
[60,65[122006,67	40	32,79	123084	5000	4000	163950	131160
[65,70[120903,33	55	45,49	120477	4000	3000	181960	136470
[70,75[104063,83	54	51,89	103343	3000	2000	155670	103780
[75,80[82300,33	80	97,2	81108	2000	1000	194400	97200
[80,85[55659,83	58	104,2	48404	1000	500	104200	52100
85+,	29236	62	212,07	41466	1000	500	212070	106035
Total	1524455,16	435					1424990	946375
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1424990}{100000}$	14,25	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{435}{2093228}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{946375}{100000}$	9,46	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	20,78	por 10^5 pessoas ano

Tabela 112: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2000. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2001								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[146831	1	0,68	149148	7000	8000	4760	5440
[25,30[164190	1	0,61	162288	7000	8000	4270	4880
[35,40[149672,33	3	2	148822	7000	6000	14000	12000
[40,45[145859	8	5,48	144949	7000	6000	38360	32880
[45,50[142101,17	16	11,26	141990	7000	6000	78820	67560
[50,55[142868,83	23	16,1	142177	7000	5000	112700	80500
[55,60[131666	31	23,54	129729	6000	4000	141240	94160
[60,65[120411,33	37	30,73	120939	5000	4000	153650	122920
[65,70[121381,17	59	48,61	121413	4000	3000	194440	145830
[70,75[105947,5	69	65,13	104882	3000	2000	195390	130260
[75,80[84681,83	61	72,03	83528	2000	1000	144060	72030
[80,85[58414,5	54	92,44	51200	1000	500	92440	46220
85+,	29513,17	59	199,91	42303	1000	500	199910	99955
Total	1543537,83	422					1374040	914635
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1374040}{100000}$	13,74	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{422}{2107137}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{914635}{100000}$	9,15	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	20,03	por 10^5 pessoas ano

Tabela 113: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2001. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU; World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2002								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[25,30[166756,83	2	1,2	166107	7000	8000	8400	9600
[35,40[153662	4	2,6	151578	7000	6000	18200	15600
[40,45[151064,17	1	0,66	150562	7000	6000	4620	3960
[45,50[147681,83	7	4,74	146805	7000	6000	33180	28440
[50,55[142765,34	11	7,7	142223	7000	6000	53900	46200
[55,60[143734,5	20	13,91	143574	7000	5000	97370	69550
[60,65[135426,33	26	19,2	133615	6000	4000	115200	76800
[65,70[120373,17	48	39,88	119915	5000	4000	199400	159520
[70,75[121204,83	50	41,25	121415	4000	3000	165000	123750
[75,80[108232,5	60	55,44	107085	3000	2000	166320	110880
[80,85[86765,83	71	81,83	85902	2000	1000	163660	81830
85+,	61315,17	56	91,33	53863	1000	500	91330	45665
Total	1538982,5	356					1116580	771795
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1116580}{100000}$	11,17	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{356}{2123705}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{771795}{100000}$	7,72	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	16,76	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 114: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2002. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2003								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[138016	1	0,72	140138	7000	8000	5040	5760
[25,30[166621,16	3	1,8	167412	7000	8000	12600	14400
[30,35[158115,84	3	1,9	155758	7000	6000	13300	11400
[35,40[151794,83	7	4,61	151597	7000	6000	32270	27660
[40,45[149670,83	6	4,01	148589	7000	6000	28070	24060
[45,50[143971,5	20	13,89	143324	7000	6000	97230	83340
[50,55[143789,67	21	14,6	143906	7000	5000	102200	73000
[55,60[138475,17	31	22,39	137256	6000	4000	134340	89560
[60,65[121845	32	26,26	120855	5000	4000	131300	105040
[65,70[121025,33	52	42,97	121060	4000	3000	171880	128910
[70,75[110395	62	56,16	109462	3000	2000	168480	112320
[75,80[88367,5	81	91,66	87710	2000	1000	183320	91660
[80,85[64428,83	41	63,64	57052	1000	500	63640	31820
85 ⁺ ,	29453,34	51	173,16	41939	1000	500	173160	86580
Total	1725970	411					1316830	885510
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{EU} = \frac{1316830}{100000}$	13,17	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{411}{2140316}$	
Pad. Directa (ASR)		$\lambda_{WSP} = \frac{885510}{100000}$	8,86	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	19,20	por 10^5 pessoas ano

Tabela 115: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2003. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2004								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[15,20[65037,83	1	1,54	107355	7000	9000	10780	13860
[20,25[133225,83	1	0,75	135870	7000	8000	5250	6000
[30,35[162960,33	4	2,45	160484	7000	6000	17150	14700
[35,40[152466,34	8	5,25	152017	7000	6000	36750	31500
[40,45[151578,66	10	6,6	150777	7000	6000	46200	39600
[45,50[145318	17	11,7	144635	7000	6000	81900	70200
[50,55[143708	11	7,65	143681	7000	5000	53550	38250
[55,60[140457,84	23	16,38	139713	6000	4000	98280	65520
[60,65[124272,83	22	17,7	122858	5000	4000	88500	70800
[65,70[120630,5	49	40,62	121051	4000	3000	162480	121860
[70,75[112258,67	75	66,81	111419	3000	2000	200430	133620
[75,80[89772,83	71	79,09	89097	2000	1000	158180	79090
[80,85[67150	52	77,44	60169	1000	500	77440	38720
85+,	30331,67	41	135,17	42335	1000	500	135170	67585
Total	1639169,33	385					1172060	791305
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1172060}{100000}$	11,72	por 10^5 pessoas ano	Taxa Bruta		$\lambda = \frac{385}{2154835}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{791305}{100000}$	7,91	por 10^5 pessoas ano	(Crude Rate)		17,87	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 116: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2004. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2005								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[20,25[127768,66	1	0,78	130558	7000	8000	5460	6240
[25,30[159481,84	1	0,63	162147	7000	8000	4410	5040
[30,35[167521,33	1	0,6	165444	7000	6000	4200	3600
[35,40[153764	7	4,55	152945	7000	6000	31850	27300
[40,45[152943,5	5	3,27	152394	7000	6000	22890	19620
[45,50[146852,33	11	7,49	146014	7000	6000	52430	44940
[50,55[143565,17	25	17,41	143743	7000	5000	121870	87050
[55,60[141885,67	28	19,73	141215	6000	4000	118380	78920
[60,65[127444,83	36	28,25	125719	5000	4000	141250	113000
[65,70[119271,17	38	31,86	120272	4000	3000	127440	95580
[70,75[113722,83	63	55,4	113171	3000	2000	166200	110800
[75,80[91382,67	71	77,7	90529	2000	1000	155400	77700
[80,85[69642,16	54	77,54	62442	1000	500	77540	38770
85+,	31535	54	171,24	43876	1000	500	171240	85620
Total	1746781,16	395					1200560	794180
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1200560}{100000}$	12,01	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{395}{2166862}$	
Pad. Directa	(ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{794180}{100000}$	7,94	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	18,23	por 10^5 pessoas ano

Tabela 117: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2005. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

Dados de incidência de cancro do estômago feminino no registo ROR Sul no ano 2006								
Grupo Etário j	n_j	d_j	$\lambda_j = \frac{d_j}{n_j}$ por 10^5 py	População ROR Sul	n_j^* EU	n_j^* WSP	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ EU	$E^* = n_j^* \cdot \lambda_j$ WSP
[30,35[170894,34	5	2,93	169605	7000	6000	20510	17580
[35,40[155735,5	2	1,28	154610	7000	6000	8960	7680
[40,45[153936	10	6,5	153495	7000	6000	45500	39000
[45,50[148337	15	10,11	147704	7000	6000	70770	60660
[50,55[143252,66	17	11,87	143394	7000	5000	83090	59350
[55,60[143021,5	26	18,18	142574	6000	4000	109080	72720
[60,65[130878	25	19,1	129201	5000	4000	95500	76400
[65,70[117721,67	47	39,92	118330	4000	3000	159680	119760
[70,75[114298,67	59	51,62	114331	3000	2000	154860	103240
[75,80[93403,16	69	73,87	92329	2000	1000	147740	73870
[80,85[72282,34	57	78,86	64730	1000	500	78860	39430
85+,	32762,16	44	134,3	45670	1000	500	134300	67150
Total	1476523	376					1108850	736840
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{EU} = \frac{1108850}{100000}$	11,09	por 10^5 pessoas ano		Taxa Bruta	$\lambda = \frac{376}{2166862}$		
Pad. Directa (ASR)	$\lambda_{WSP} = \frac{736840}{100000}$	7,37	por 10^5 pessoas ano		(Crude Rate)	17,35	por 10^5 pessoas ano	

Tabela 118: Taxas referentes ao cancro do estômago feminino no ano 2006. Legenda: n_j população feminina em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; d_j casos de cancro do estômago no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population-EU*; *World Standard Population-WSP*) no grupo etário j; E^* casos esperados que ocorrerão na população-padrão, se estivesse sujeita à taxa específica por idades, da região abrangida pelo ROR Sul. ASR=Age-Standardized incidence Rate. Foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por grupo etário.

APC TABLES

CÓLON

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
[10,15[0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
[15,20[1	1	0	2	0	2	1	0	1	8
[20,25[2	2	1	1	0	0	1	1	2	10
[25,30[7	2	3	5	8	4	4	5	2	40
[30,35[12	4	7	7	10	15	8	9	6	78
[35,40[23	18	13	13	13	10	12	10	14	126
[40,45[30	32	38	40	20	26	23	38	36	283
[45,50[46	43	51	50	51	63	46	58	54	462
[50,55[96	106	92	96	63	73	101	88	114	829
[55,60[110	105	121	146	126	158	150	158	159	1233
[60,65[203	207	181	201	190	210	226	221	211	1850
[65,70[242	263	280	245	280	226	304	297	316	2453
[70,75[297	288	294	314	286	309	328	354	363	2833
[75,80[222	242	264	280	301	318	289	333	359	2608
[80,85[138	129	175	177	173	180	253	260	239	1724
85+	106	93	97	100	119	110	145	155	154	1079
Total	1535	1536	1617	1677	1640	1704	1891	1987	2030	15617

Tabela 119: Número de casos de cancro do cólon, diagnosticados por período e por grupos etários quinquenais, no registo ROR-Sul.

Idade	Período									Total	Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006			1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
13	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	50	12	18	8	21	11	3	17	12	18	120
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	51	22	20	22	13	15	15	24	17	18	166
15	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	52	21	19	18	25	5	17	23	21	20	169
16	0	0	0	0	0	2	0	0	0	2	53	18	27	16	21	16	22	18	18	25	181
17	1	1	0	0	0	0	1	0	1	4	54	23	22	28	16	16	16	19	20	33	193
18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	55	17	21	21	29	20	35	23	30	21	217
19	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	56	19	24	26	33	21	30	26	31	30	240
20	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	57	21	19	14	25	29	30	35	33	36	242
21	0	1	1	0	0	0	0	0	0	2	58	24	22	28	25	25	27	27	30	39	247
22	1	0	0	1	0	0	0	0	0	2	59	29	19	32	34	31	36	39	34	33	287
23	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	60	34	34	31	24	26	28	49	42	27	295
24	1	1	0	0	0	0	0	1	1	4	61	41	30	36	37	29	41	48	42	49	353
25	2	0	0	1	3	0	1	0	2	9	62	32	43	34	45	45	43	41	51	51	385
26	1	1	0	2	1	1	1	2	0	9	63	46	48	42	36	48	47	39	40	48	394
27	0	0	1	0	1	1	1	1	0	5	64	50	52	38	59	42	51	49	46	36	423
28	3	1	1	1	2	0	0	1	0	9	65	36	53	48	50	54	44	67	56	61	469
29	1	0	1	1	1	2	1	1	0	8	66	52	47	55	39	50	48	55	55	67	468
30	3	1	1	0	2	2	1	2	2	14	67	49	59	53	48	62	42	45	57	58	473
31	3	0	1	3	3	4	2	3	1	20	68	49	54	54	50	59	38	72	72	60	508
32	2	1	3	2	3	3	2	2	1	19	69	56	50	70	58	55	54	65	57	70	535
33	0	2	0	0	0	2	1	1	2	8	70	51	69	60	50	61	62	52	62	64	531
34	4	0	2	2	2	4	2	1	0	17	71	41	53	64	69	61	69	64	63	66	550
35	2	2	2	1	1	2	1	2	2	15	72	65	52	59	73	62	64	74	73	66	588
36	4	5	5	0	4	1	4	3	1	27	73	66	57	52	61	48	66	73	74	82	579
37	6	4	3	4	2	2	2	1	3	27	74	74	57	59	61	54	48	65	82	85	585
38	4	3	1	4	3	1	1	3	3	23	75	42	52	55	62	65	65	66	77	74	558
39	7	4	2	4	3	4	4	1	5	34	76	45	59	66	59	58	67	53	82	77	566
40	4	6	7	9	4	5	4	6	7	52	77	51	51	53	61	65	54	61	65	75	536
41	4	8	10	3	4	2	7	8	6	52	78	50	40	38	54	54	76	54	65	70	501
42	7	4	7	10	2	4	5	8	4	51	79	34	40	52	44	59	56	55	44	63	447
43	9	5	5	9	8	8	5	5	5	59	80	25	29	46	46	38	40	68	66	64	422
44	6	9	9	9	2	7	2	11	14	69	81	38	25	32	36	43	48	58	70	59	409
45	2	9	9	14	6	11	6	14	9	80	82	20	26	37	38	30	36	45	43	57	332
46	7	6	7	8	7	13	9	9	12	78	83	35	25	31	36	36	26	34	44	32	299
47	13	9	12	9	10	10	9	11	15	98	84	20	24	29	21	26	30	48	37	27	262
48	9	11	12	9	15	11	11	11	6	95	85	106	93	97	100	119	110	145	155	154	1079
49	15	8	11	10	13	18	11	13	12	111	Total	1535	1536	1617	1677	1640	1704	1891	1987	2030	15617

Tabela 120: Número de casos de cancro do cólon, diagnosticados por período e por idade, no registo ROR-Sul.

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
[10,15[90082.33	86368.66	84056.83	83154.33	83384.84	83942.17	83994.50	83337.00	82268.83	760589.49
[15,20[263832.00	256093.00	247527.33	238376.50	229665.16	222558.83	217673.67	215326.66	214916.83	2105969.98
[20,25[318421.00	313125.34	306145.00	297694.67	288810.34	280294.17	270858.67	260169.84	249825.84	2585344.87
[25,30[303237.50	312289.00	323040.17	332700.50	338416.00	338492.50	333139.83	323788.50	312470.33	2917574.33
[30,35[287240.84	289609.00	294423.83	301579.83	310068.33	319462.33	329752.33	339509.50	346687.83	2818333.82
[35,40[283359.33	287116.50	290933.84	295169.50	299220.50	302217.17	304995.67	308755.33	313723.84	2685491.68
[40,45[274231.00	276966.83	280805.16	285103.17	289204.50	293705.16	298097.50	301403.00	304029.16	2603545.48
[45,50[274762.67	273667.83	273570.34	274103.33	276079.33	279200.17	282579.67	286291.50	289624.84	2509879.68
[50,55[265622.00	268869.84	271613.66	274547.33	276222.67	275981.33	275511.83	275236.50	274854.83	2458459.99
[55,60[235092.50	238626.33	243856.50	250237.67	256987.50	262886.84	266956.00	269933.67	272287.17	2296864.18
[60,65[233156.83	232364.33	229698.50	227077.00	227272.00	230043.33	234399.17	239950.00	245670.00	2099631.16
[65,70[216141.17	218775.84	221047.17	222130.67	222207.67	222504.33	222428.16	220441.83	217980.16	1983657.00
[70,75[179027.83	180911.33	183410.83	187080.50	191505.66	195557.00	199009.00	201796.00	203092.34	1721390.49
[75,80[129887.00	135414.33	139699.50	143278.83	146257.84	148749.17	151121.17	154010.00	157918.00	1306335.84
[80,85[81744.83	83537.67	87819.50	92636.83	97467.83	102490.50	106918.50	110783.50	114612.33	878011.48
85+	39274.34	41029.33	42319.17	42838.50	42698.33	42962.17	44341.67	46267.33	48299.17	390030.01
Total	3475113.17	3494765.16	3519967.33	3547709.16	3575468.50	3601047.17	3621777.34	3637000.16	3648261.50	32121109.48

Tabela 121: Cancro do cólon: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registo ROR-Sul. Na determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
13	43792.00	42217.33	41416.33	41338.83	41666.00	41924.33	41786.00	41294.66	40714.50	376149.98
14	46290.33	44151.33	42640.50	41815.50	41718.84	42017.84	42208.50	42042.34	41554.33	384439.51
15	48740.50	46695.50	44605.50	43056.00	42189.33	42067.16	42294.00	42451.00	42311.00	394409.99
16	50876.17	49161.50	47146.67	45011.33	43425.50	42528.17	42349.50	42579.66	42794.50	405873.00
17	52908.00	51345.17	49654.00	47565.84	45381.50	43764.00	42809.50	42658.00	42994.00	419080.01
18	54852.00	53436.33	51937.83	50158.66	47988.17	45758.17	44085.50	43164.84	43144.67	434526.17
19	56455.33	55454.50	54183.33	52584.67	50680.66	48441.33	46135.17	44473.16	43672.66	452080.81
20	58761.17	57092.17	56306.84	54974.50	53208.34	51204.33	48866.83	46531.34	44962.84	471908.36
21	62565.33	59431.67	57972.66	57161.83	55669.16	53778.50	51688.50	49326.66	47057.50	494651.81
22	65695.17	63272.33	60408.17	58917.34	57924.67	56282.50	54297.17	52173.50	49842.50	518813.35
23	66438.83	66336.50	64251.50	61420.16	59747.67	58594.84	56839.17	54798.67	52675.16	541102.50
24	64960.50	66992.67	67205.83	65220.84	62260.50	60434.00	59167.00	57339.67	55287.84	558868.85
25	62949.34	65461.16	67847.67	68173.33	66080.50	62967.50	61020.50	59658.66	57804.83	571963.49
26	61934.00	63369.67	66278.33	68821.50	69053.83	66807.16	63567.50	61526.34	60107.33	581465.66
27	61053.66	62261.50	64045.50	67149.50	69643.50	69745.67	67372.50	64046.66	61956.50	587274.99
28	59466.50	61368.50	62880.50	64875.00	67961.67	70329.33	70304.33	67827.67	64432.50	589446.00
29	57834.00	59828.17	61988.17	63681.17	65676.50	68642.84	70875.00	70729.17	68169.17	587424.19
30	57041.17	58262.83	60504.50	62814.00	64488.83	66363.33	69191.50	71286.16	71055.50	581007.82
31	57114.50	57473.83	58922.00	61307.66	63594.83	65157.67	66913.50	69631.67	71638.67	571754.33
32	57530.17	57574.17	58110.00	59682.50	62064.67	64248.66	65697.50	67342.00	69966.16	562215.83
33	57785.66	58015.83	58231.17	58844.00	60401.17	62693.50	64766.67	66105.17	67642.67	554485.84
34	57769.34	58282.34	58656.16	58931.67	59518.83	60999.17	63183.16	65144.50	66384.83	548870.00
35	57359.83	58266.66	58930.00	59357.50	59617.50	60126.33	61493.34	63550.66	65396.34	544098.16
36	56657.50	57791.34	58844.17	59589.50	60022.33	60214.50	60617.33	61874.00	63814.66	539425.33
37	56582.33	57036.16	58277.33	59437.17	60223.84	60596.34	60688.50	60987.84	62127.17	535956.68
38	56743.84	56936.34	57468.50	58793.50	60020.66	60758.50	61033.00	61019.16	61198.50	533972.00
39	56015.83	57086.00	57413.84	57991.83	59336.17	60521.50	61163.50	61323.67	61187.17	532039.51
40	55597.67	56260.16	57462.33	57887.83	58498.50	59800.50	60878.83	61389.00	61429.66	529204.48
41	55291.16	55812.34	56585.00	57871.17	58346.17	58924.16	60144.00	61117.83	61512.50	525604.33
42	54623.00	55482.66	56126.50	56970.67	58286.50	58729.67	59228.17	60351.84	61212.17	521011.18
43	54540.67	54776.50	55711.33	56443.83	57335.16	58632.00	58997.50	59403.66	60417.83	516258.48
44	54178.50	54635.17	54920.00	55929.67	56738.17	57618.83	58849.00	59140.67	59457.00	511467.01
45	54111.67	54271.17	54785.50	55117.83	56187.17	56993.17	57808.83	58959.83	59166.50	507401.67
46	54709.83	54197.83	54435.34	55004.17	55364.66	56423.00	57168.67	57897.84	58951.50	504152.84
47	55113.67	54764.67	54305.66	54600.00	55205.17	55551.17	56550.83	57222.33	57858.50	501172.00
48	55327.33	55138.50	54849.50	54429.83	54759.67	55347.00	55638.84	56575.17	57159.00	499224.84
49	55500.17	55295.66	55194.34	54951.50	54562.66	54885.83	55412.50	55636.33	56489.34	497928.33
50	55343.66	55413.67	55274.33	55261.33	55070.50	54676.83	54938.50	55388.50	55531.16	496898.48
51	53893.84	55228.50	55351.67	55290.67	55349.84	55156.67	54696.16	54875.33	55254.00	495096.68
52	52561.50	53760.67	55158.16	55346.67	55346.66	55414.17	55167.67	54632.34	54728.34	492116.18
53	52305.66	52377.50	53626.50	55096.66	55356.00	55369.33	55385.00	55070.33	54463.00	489049.98
54	51517.34	52089.50	52203.00	53552.00	55099.67	55364.33	55324.50	55270.00	54878.33	485298.67

Tabela 122: Câncer do cólon: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registro ROR-Sul. Na sua determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registro ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
55	49722.66	51299.50	51849.50	52070.67	53538.00	55093.17	55295.67	55194.67	55067.33	479131.17
56	47179.67	49496.00	51074.84	51699.00	52026.67	53509.33	54998.00	55126.50	54960.34	470070.35
57	45503.17	46930.33	49251.66	50924.33	51642.50	51981.67	53397.66	54798.66	54863.16	459293.14
58	45915.16	45242.83	46654.00	49053.84	50835.83	51563.00	51847.00	53190.00	54510.00	448811.66
59	46771.84	45657.67	45026.50	46489.83	48944.50	50739.67	51417.67	51623.84	52886.34	439557.86
60	46714.16	46457.17	45379.17	44852.67	46386.50	48839.66	50590.33	51187.00	51300.83	431707.49
61	46626.84	46382.16	46144.83	45159.33	44737.17	46282.17	48680.00	50345.33	50841.67	425199.50
62	47134.33	46252.84	46034.84	45887.00	45002.83	44616.00	46119.34	48433.67	49991.50	419472.35
63	46940.33	46718.50	45829.50	45717.33	45695.17	44839.17	44424.00	45858.16	48061.50	414083.66
64	45741.17	46553.66	46310.16	45460.67	45450.33	45466.33	44585.50	44125.84	45474.50	409168.16
65	45130.67	45313.00	46118.50	45915.17	45128.33	45151.00	45131.50	44185.16	43666.16	405739.49
66	45003.50	44624.84	44807.50	45639.66	45491.34	44731.17	44750.66	44681.17	43674.67	403404.51
67	44020.00	44382.50	44052.50	44271.67	45132.66	44997.66	44237.84	44232.17	44108.83	399435.83
68	42045.66	43263.00	43653.34	43412.00	43695.84	44562.00	44416.00	43639.50	43605.34	392292.68
69	39941.34	41192.50	42415.33	42892.17	42759.50	43062.50	43892.16	43703.83	42925.16	382784.49
70	38186.33	39022.66	40323.67	41591.00	42127.33	42030.34	42313.50	43079.33	42864.34	371538.50
71	36955.33	37206.84	38048.33	39409.00	40737.50	41288.66	41194.17	41465.00	42217.00	358521.83
72	36200.84	35930.00	36215.17	37068.83	38471.17	39807.50	40349.67	40265.84	40547.83	344856.85
73	34908.33	35058.00	34890.16	35201.83	36060.66	37466.50	38784.16	39320.66	39259.17	330949.47
74	32777.00	33693.83	33933.50	33809.84	34109.00	34964.00	36367.50	37665.17	38204.00	315523.84
75	30397.17	31492.17	32448.00	32720.50	32620.00	32924.34	33783.84	35188.33	36476.50	298050.85
76	28161.66	29103.00	30239.00	31163.83	31429.67	31369.33	31681.66	32537.17	33965.50	279650.82
77	26455.84	26860.50	27817.17	28906.33	29793.00	30098.17	30070.67	30362.50	31233.16	261597.34
78	24270.16	25091.66	25504.67	26421.67	27476.17	28369.16	28705.50	28694.33	28987.34	243520.66
79	20602.17	22867.00	23690.66	24066.50	24939.00	25988.17	26879.50	27227.67	27255.50	223516.17
80	17343.33	19231.34	21434.67	22238.33	22567.83	23407.50	24438.00	25312.67	25700.00	201673.67
81	15759.50	16072.50	17887.33	19947.84	20670.33	21004.50	21826.83	22822.83	23695.50	179687.16
82	14683.00	14470.50	14815.67	16537.00	18413.83	19082.67	19408.34	20182.33	21203.16	158796.50
83	13681.17	13355.17	13206.67	13555.83	15159.50	16858.33	17484.33	17794.17	18546.33	139641.50
84	20277.83	20408.17	20475.16	20357.83	20656.33	22137.50	23761.00	24671.50	25467.33	198212.66
85	39274.34	41029.33	42319.17	42838.50	42698.33	42962.17	44341.67	46267.33	48299.17	390030.01
Total	3475113.17	3494765.16	3519967.33	3547709.16	3575468.50	3601047.17	3621777.34	3637000.16	3648261.50	32121109.48

Tabela 123: Cancro do cólon: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registo ROR-Sul. Na sua determinação foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[10,15[0	1,16	0	0	0	0	0	0	0
[15,20[0,38	0,39	0	0,84	0	0,9	0,46	0	0,47
[20,25[0,63	0,64	0,33	0,34	0	0	0,37	0,38	0,8
[25,30[2,31	0,64	0,93	1,5	2,36	1,18	1,2	1,54	0,64
[30,35[4,18	1,38	2,38	2,32	3,23	4,7	2,43	2,65	1,73
[35,40[8,12	6,27	4,47	4,4	4,34	3,31	3,93	3,24	4,46
[40,45[10,94	11,55	13,53	14,03	6,92	8,85	7,72	12,61	11,84
[45,50[16,74	15,71	18,64	18,24	18,47	22,56	16,28	20,26	18,64
[50,55[36,14	39,42	33,87	34,97	22,81	26,45	36,66	31,97	41,48
[55,60[46,79	44	49,62	58,34	49,03	60,1	56,19	58,53	58,39
[60,65[87,07	89,08	78,8	88,52	83,6	91,29	96,42	92,1	85,89
[65,70[112	120,2	126,7	110,3	126,01	101,6	136,7	134,7	145
[70,75[165,9	159,2	160,3	167,8	149,34	158	164,8	175,4	178,7
[75,80[170,9	178,7	189	195,4	205,8	213,8	191,2	216,2	227,3
[80,85[168,8	154,4	199,3	191,1	177,49	175,6	236,6	234,7	208,5
85+	269,9	226,7	229,2	233,4	278,7	256	327	335	318,9

Tabela 124: Taxa de incidência específica (em 10^5 *person-years*) de cancro do cólon no registo ROR-Sul por período e classe etária.

RECTO

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
[15,20[0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
[20,25[0	0	0	1	0	0	1	1	1	4
[25,30[0	0	2	1	2	0	0	0	1	6
[30,35[6	2	4	4	1	2	0	2	5	26
[35,40[6	15	7	8	7	11	6	7	9	76
[40,45[10	15	13	11	13	10	11	8	17	108
[45,50[38	33	27	23	27	29	34	27	32	270
[50,55[50	51	40	54	49	38	53	36	38	409
[55,60[79	65	59	66	75	70	85	62	85	646
[60,65[105	109	117	103	96	96	105	107	107	945
[65,70[137	124	133	124	148	130	139	146	142	1223
[70,75[188	133	125	140	131	138	146	154	134	1289
[75,80[93	122	104	132	133	153	135	117	150	1139
[80,85[91	85	70	77	92	94	100	91	105	805
85+	43	58	52	36	51	62	60	44	64	470
Total	846	812	754	780	825	833	875	802	890	7417

Tabela 125: Número de casos de cancro do recto, diagnosticados por período e por grupos etários quinquenais, no registo ROR-Sul.

	P										P										
Idade	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Total	Idade	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Total
18	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	52	8	11	10	9	11	6	9	9	12	85
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	53	10	14	5	10	7	8	13	8	6	81
20	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	54	16	6	10	10	17	9	8	8	10	94
21	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	55	16	12	14	13	13	14	15	4	14	115
22	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	56	16	5	13	9	14	15	12	11	14	109
23	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	57	13	16	13	20	17	9	16	12	20	136
24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	58	14	13	7	12	13	15	28	14	21	137
25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	59	20	19	12	12	18	17	14	21	16	149
26	0	0	2	0	1	0	0	0	0	3	60	16	23	18	17	18	15	16	21	17	161
27	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	61	23	17	21	15	23	18	20	21	22	180
28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	62	22	28	19	21	16	20	17	21	26	190
29	0	0	0	1	1	0	0	0	0	2	63	22	15	29	28	22	23	22	19	23	203
30	1	0	0	0	0	0	0	1	2	4	64	22	26	30	22	17	20	30	25	19	211
31	0	0	0	2	1	0	0	0	1	4	65	33	24	26	21	26	27	23	33	28	241
32	1	0	0	1	0	1	0	1	0	4	66	21	26	25	31	36	31	24	25	27	246
33	2	2	1	0	0	1	0	0	2	8	67	28	20	23	20	23	22	29	26	27	218
34	2	0	3	1	0	0	0	0	0	6	68	18	25	28	24	27	23	40	30	24	239
35	0	4	2	0	0	1	2	2	0	11	69	37	29	31	28	36	27	23	32	36	279
36	2	5	1	3	0	2	2	2	3	20	70	32	32	21	35	27	22	28	35	23	255
37	1	3	0	2	2	1	1	1	1	12	71	41	20	29	31	21	32	32	24	25	255
38	0	2	1	0	5	3	0	1	1	13	72	45	26	16	23	33	23	29	41	25	261
39	3	1	3	3	0	4	1	1	4	20	73	32	25	27	23	23	28	22	25	23	228
40	0	3	1	3	1	2	1	0	1	12	74	38	30	32	28	27	33	35	29	38	290
41	3	5	1	4	1	2	1	3	5	25	75	27	31	28	25	29	29	32	26	26	253
42	3	2	5	0	5	1	4	1	4	25	76	12	29	24	28	33	40	29	24	31	250
43	1	2	3	1	0	2	2	2	3	16	77	25	25	18	19	23	39	29	22	30	230
44	3	3	3	3	6	3	3	2	4	30	78	15	23	15	30	24	27	27	21	30	212
45	8	5	4	4	5	8	5	3	6	48	79	14	14	19	30	24	18	18	24	33	194
46	10	3	3	4	6	1	5	5	7	44	80	19	29	26	15	31	25	23	23	31	222
47	6	7	4	2	5	7	7	6	9	53	81	18	12	7	21	22	21	25	11	24	161
48	9	7	9	5	5	5	6	6	5	57	82	14	12	16	13	17	17	20	24	15	148
49	5	11	7	8	6	8	11	7	5	68	83	24	22	11	12	10	19	23	20	22	163
50	8	8	7	10	6	9	10	4	4	66	84	16	10	10	16	12	12	9	13	13	111
51	8	12	8	15	8	6	13	7	6	83	85	43	58	52	36	51	62	60	44	64	470
Total											846	812	754	780	825	833	875	802	890	7417	

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
[15,20[111307.33	108890.83	106121.16	102743.33	98668.83	94199.50	90220.67	87638.00	86817.33	886606.98
[20,25[318421.00	313125.34	306145.00	297694.67	288810.34	280294.17	270858.67	260169.84	249825.84	2585344.87
[25,30[303237.50	312289.00	323040.17	332700.50	338416.00	338492.50	333139.83	323788.50	312470.33	2917574.33
[30,35[287240.84	289609.00	294423.83	301579.83	310068.33	319462.33	329752.33	339509.50	346687.83	2818333.82
[35,40[283359.33	287116.50	290933.84	295169.50	299220.50	302217.17	304995.67	308755.33	313723.84	2685491.68
[40,45[274231.00	276966.83	280805.16	285103.17	289204.50	293705.16	298097.50	301403.00	304029.16	2603545.48
[45,50[274762.67	273667.83	273570.34	274103.33	276079.33	279200.17	282579.67	286291.50	289624.84	2509879.68
[50,55[265622.00	268869.84	271613.66	274547.33	276222.67	275981.33	275511.83	275236.50	274854.83	2458459.99
[55,60[235092.50	238626.33	243856.50	250237.67	256987.50	262886.84	266956.00	269933.67	272287.17	2296864.18
[60,65[233156.83	232364.33	229698.50	227077.00	227272.00	230043.33	234399.17	239950.00	245670.00	2099631.16
[65,70[216141.17	218775.84	221047.17	222130.67	222207.67	222504.33	222428.16	220441.83	217980.16	1983657.00
[70,75[179027.83	180911.33	183410.83	187080.50	191505.66	195557.00	199009.00	201796.00	203092.34	1721390.49
[75,80[129887.00	135414.33	139699.50	143278.83	146257.84	148749.17	151121.17	154010.00	157918.00	1306335.84
[80,85[81744.83	83537.67	87819.50	92636.83	97467.83	102490.50	106918.50	110783.50	114612.33	878011.48
85 ⁺	39274.34	41029.33	42319.17	42838.50	42698.33	42962.17	44341.67	46267.33	48299.17	390030.01
Total	3232506.17	3261194.33	3294504.33	3328921.66	3361087.33	3388745.67	3410329.84	3425974.50	3437893.17	30141156.99

Tabela 127: Cancro do recto: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registo ROR-Sul. Na determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
18	54852.00	53436.33	51937.83	50158.66	47988.17	45758.17	44085.50	43164.84	43144.67	434526.17
19	56455.33	55454.50	54183.33	52584.67	50680.66	48441.33	46135.17	44473.16	43672.66	452080.81
20	58761.17	57092.17	56306.84	54974.50	53208.34	51204.33	48866.83	46531.34	44962.84	471908.36
21	62565.33	59431.67	57972.66	57161.83	55669.16	53778.50	51688.50	49326.66	47057.50	494651.81
22	65695.17	63272.33	60408.17	58917.34	57924.67	56282.50	54297.17	52173.50	49842.50	518813.35
23	66438.83	66336.50	64251.50	61420.16	59747.67	58594.84	56839.17	54798.67	52675.16	541102.50
24	64960.50	66992.67	67205.83	65220.84	62260.50	60434.00	59167.00	57339.67	55287.84	558868.85
25	62949.34	65461.16	67847.67	68173.33	66080.50	62967.50	61020.50	59658.66	57804.83	571963.49
26	61934.00	63369.67	66278.33	68821.50	69053.83	66807.16	63567.50	61526.34	60107.33	581465.66
27	61053.66	62261.50	64045.50	67149.50	69643.50	69745.67	67372.50	64046.66	61956.50	587274.99
28	59466.50	61368.50	62880.50	64875.00	67961.67	70329.33	70304.33	67827.67	64432.50	589446.00
29	57834.00	59828.17	61988.17	63681.17	65676.50	68642.84	70875.00	70729.17	68169.17	587424.19
30	57041.17	58262.83	60504.50	62814.00	64488.83	66363.33	69191.50	71286.16	71055.50	581007.82
31	57114.50	57473.83	58922.00	61307.66	63594.83	65157.67	66913.50	69631.67	71638.67	571754.33
32	57530.17	57574.17	58110.00	59682.50	62064.67	64248.66	65697.50	67342.00	69966.16	562215.83
33	57785.66	58015.83	58231.17	58844.00	60401.17	62693.50	64766.67	66105.17	67642.67	554485.84
34	57769.34	58282.34	58656.16	58931.67	59518.83	60999.17	63183.16	65144.50	66384.83	548870.00
35	57359.83	58266.66	58930.00	59357.50	59617.50	60126.33	61493.34	63550.66	65396.34	544098.16
36	56657.50	57791.34	58844.17	59589.50	60022.33	60214.50	60617.33	61874.00	63814.66	539425.33
37	56582.33	57036.16	58277.33	59437.17	60223.84	60596.34	60688.50	60987.84	62127.17	535956.68
38	56743.84	56936.34	57468.50	58793.50	60020.66	60758.50	61033.00	61019.16	61198.50	533972.00
39	56015.83	57086.00	57413.84	57991.83	59336.17	60521.50	61163.50	61323.67	61187.17	532039.51
40	55597.67	56260.16	57462.33	57887.83	58498.50	59800.50	60878.83	61389.00	61429.66	529204.48
41	55291.16	55812.34	56585.00	57871.17	58346.17	58924.16	60144.00	61117.83	61512.50	525604.33
42	54623.00	55482.66	56126.50	56970.67	58286.50	58729.67	59228.17	60351.84	61212.17	521011.18
43	54540.67	54776.50	55711.33	56443.83	57335.16	58632.00	58997.50	59403.66	60417.83	516258.48
44	54178.50	54635.17	54920.00	55929.67	56738.17	57618.83	58849.00	59140.67	59457.00	511467.01
45	54111.67	54271.17	54785.50	55117.83	56187.17	56993.17	57808.83	58959.83	59166.50	507401.67
46	54709.83	54197.83	54435.34	55004.17	55364.66	56423.00	57168.67	57897.84	58951.50	504152.84
47	55113.67	54764.67	54305.66	54600.00	55205.17	55551.17	56550.83	57222.33	57858.50	501172.00
48	55327.33	55138.50	54849.50	54429.83	54759.67	55347.00	55638.84	56575.17	57159.00	499224.84
49	55500.17	55295.66	55194.34	54951.50	54562.66	54885.83	55412.50	55636.33	56489.34	497928.33
50	55343.66	55413.67	55274.33	55261.33	55070.50	54676.83	54938.50	55388.50	55531.16	496898.48
51	53893.84	55228.50	55351.67	55290.67	55349.84	55156.67	54696.16	54875.33	55254.00	495096.68
52	52561.50	53760.67	55158.16	55346.67	55346.66	55414.17	55167.67	54632.34	54728.34	492116.18
53	52305.66	52377.50	53626.50	55096.66	55356.00	55369.33	55385.00	55070.33	54463.00	489049.98
54	51517.34	52089.50	52203.00	53552.00	55099.67	55364.33	55324.50	55270.00	54878.33	485298.67
55	49722.66	51299.50	51849.50	52070.67	53538.00	55093.17	55295.67	55194.67	55067.33	479131.17

Tabela 128: Câncer do recto: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registo ROR-Sul. Na sua determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por idade (INE).

continuação

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
56	47179.67	49496.00	51074.84	51699.00	52026.67	53509.33	54998.00	55126.50	54960.34	470070.35
57	45503.17	46930.33	49251.66	50924.33	51642.50	51981.67	53397.66	54798.66	54863.16	459293.14
58	45915.16	45242.83	46654.00	49053.84	50835.83	51563.00	51847.00	53190.00	54510.00	448811.66
59	46771.84	45657.67	45026.50	46489.83	48944.50	50739.67	51417.67	51623.84	52886.34	439557.86
60	46714.16	46457.17	45379.17	44852.67	46386.50	48839.66	50590.33	51187.00	51300.83	431707.49
61	46626.84	46382.16	46144.83	45159.33	44737.17	46282.17	48680.00	50345.33	50841.67	425199.50
62	47134.33	46252.84	46034.84	45887.00	45002.83	44616.00	46119.34	48433.67	49991.50	419472.35
63	46940.33	46718.50	45829.50	45717.33	45695.17	44839.17	44424.00	45858.16	48061.50	414083.66
64	45741.17	46553.66	46310.16	45460.67	45450.33	45466.33	44585.50	44125.84	45474.50	409168.16
65	45130.67	45313.00	46118.50	45915.17	45128.33	45151.00	45131.50	44185.16	43666.16	405739.49
66	45003.50	44624.84	44807.50	45639.66	45491.34	44731.17	44750.66	44681.17	43674.67	403404.51
67	44020.00	44382.50	44052.50	44271.67	45132.66	44997.66	44237.84	44232.17	44108.83	399435.83
68	42045.66	43263.00	43653.34	43412.00	43695.84	44562.00	44416.00	43639.50	43605.34	392292.68
69	39941.34	41192.50	42415.33	42892.17	42759.50	43062.50	43892.16	43703.83	42925.16	382784.49
70	38186.33	39022.66	40323.67	41591.00	42127.33	42030.34	42313.50	43079.33	42864.34	371538.50
71	36955.33	37206.84	38048.33	39409.00	40737.50	41288.66	41194.17	41465.00	42217.00	358521.83
72	36200.84	35930.00	36215.17	37068.83	38471.17	39807.50	40349.67	40265.84	40547.83	344856.85
73	34908.33	35058.00	34890.16	35201.83	36060.66	37466.50	38784.16	39320.66	39259.17	330949.47
74	32777.00	33693.83	33933.50	33809.84	34109.00	34964.00	36367.50	37665.17	38204.00	315523.84
75	30397.17	31492.17	32448.00	32720.50	32620.00	32924.34	33783.84	35188.33	36476.50	298050.85
76	28161.66	29103.00	30239.00	31163.83	31429.67	31369.33	31681.66	32537.17	33965.50	279650.82
77	26455.84	26860.50	27817.17	28906.33	29793.00	30098.17	30070.67	30362.50	31233.16	261597.34
78	24270.16	25091.66	25504.67	26421.67	27476.17	28369.16	28705.50	28694.33	28987.34	243520.66
79	20602.17	22867.00	23690.66	24066.50	24939.00	25988.17	26879.50	27227.67	27255.50	223516.17
80	17343.33	19231.34	21434.67	22238.33	22567.83	23407.50	24438.00	25312.67	25700.00	201673.67
81	15759.50	16072.50	17887.33	19947.84	20670.33	21004.50	21826.83	22822.83	23695.50	179687.16
82	14683.00	14470.50	14815.67	16537.00	18413.83	19082.67	19408.34	20182.33	21203.16	158796.50
83	13681.17	13355.17	13206.67	13555.83	15159.50	16858.33	17484.33	17794.17	18546.33	139641.50
84	20277.83	20408.17	20475.16	20357.83	20656.33	22137.50	23761.00	24671.50	25467.33	198212.66
85	39274.34	41029.33	42319.17	42838.50	42698.33	42962.17	44341.67	46267.33	48299.17	390030.01
Total	3232506.17	3261194.33	3294504.33	3328921.66	3361087.33	3388745.67	3410329.84	3425974.50	3437893.17	30141156.99

Tabela 129: Cancro do recto: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registo ROR-Sul. Na sua determinação foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registo ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[15,20[0	0	0,94	0	0	0	0	0	0
[20,25[0	0	0	0,34	0	0	0,37	0,38	0,4
[25,30[0	0	0,62	0,3	0,59	0	0	0	0,32
[30,35[2,09	0,69	1,36	1,33	0,32	0,63	0	0,59	1,44
[35,40[2,12	5,22	2,41	2,71	2,34	3,64	1,97	2,27	2,87
[40,45[3,65	5,42	4,63	3,86	4,5	3,4	3,69	2,65	5,59
[45,50[13,83	12,06	9,87	8,39	9,78	10,39	12,03	9,43	11,05
[50,55[18,82	18,97	14,73	19,67	17,74	13,77	19,24	13,08	13,83
[55,60[33,6	27,24	24,19	26,37	29,18	26,63	31,84	22,97	31,22
[60,65[45,03	46,91	50,94	45,36	42,24	41,73	44,8	44,59	43,55
[65,70[63,38	56,68	60,17	55,82	66,6	58,43	62,49	66,23	65,14
[70,75[105	73,52	68,15	74,83	68,41	70,57	73,36	76,31	65,98
[75,80[71,6	90,09	74,45	92,13	90,94	102,9	89,33	75,97	94,99
[80,85[111,3	101,8	79,71	83,12	94,39	91,72	93,53	82,14	91,61
85+	109,5	141,4	122,9	84,04	119,44	144,3	135,3	95,1	132,5
Total	33,85	32,13	25,23	24,18	27,74	31,13	32,93	26,6	26,56

Tabela 130: Taxa de incidência específica (em 10^5 *person-years*) de cancro do recto no registo ROR-Sul por período e classe etária.

ESTÔMAGO

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
[10,15[0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
[15,20[0	0	0	1	1	0	1	0	0	3
[20,25[0	0	0	1	0	2	1	1	0	5
[25,30[3	5	5	3	3	5	1	1	1	27
[30,35[5	7	10	3	9	7	9	3	6	59
[35,40[13	24	11	9	13	13	18	15	5	121
[40,45[21	38	31	21	25	22	23	21	31	233
[45,50[47	48	44	50	32	56	40	38	39	394
[50,55[76	78	49	64	56	63	51	64	51	552
[55,60[91	87	84	83	83	87	72	94	85	766
[60,65[123	126	128	109	118	112	112	99	95	1022
[65,70[200	178	184	168	161	140	161	136	140	1468
[70,75[200	223	188	194	202	187	168	175	150	1687
[75,80[176	182	185	160	172	180	168	183	155	1561
[80,85[123	107	117	119	118	113	126	122	146	1091
85+,	91	86	97	102	72	89	83	84	85	789
Total	1169	1189	1133	1088	1065	1076	1034	1036	989	9779

Tabela 131: Número de casos de cancro do estômago, diagnosticados por período e por grupos etários quinquenais, no registo ROR-Sul.

Idade	P									Total	Idade	P									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006			1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
14	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	51	18	15	12	11	11	8	13	9	8	105
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	52	17	12	11	21	11	11	6	19	9	117
16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	53	8	17	8	10	12	13	10	8	10	96
17	0	0	0	1	1	0	1	0	0	3	54	17	21	13	14	16	21	13	17	15	147
18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	55	16	13	16	12	20	19	20	14	14	144
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	56	15	13	19	21	10	25	9	15	13	140
20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	57	21	11	17	10	18	9	15	20	18	139
21	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	58	18	21	17	21	22	16	21	20	18	174
22	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	59	21	29	15	19	13	18	7	25	22	169
23	0	0	0	1	0	1	0	0	0	2	60	18	24	25	23	28	20	22	14	15	189
24	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	61	24	17	25	29	19	17	23	21	22	197
25	1	0	1	0	0	1	0	0	0	3	62	24	23	26	15	19	18	25	20	22	192
26	0	2	0	0	1	1	0	0	0	4	63	28	34	23	18	27	33	21	27	15	226
27	2	0	1	1	0	1	1	0	0	6	64	29	28	29	24	25	24	21	17	21	218
28	0	2	1	2	1	0	0	0	0	6	65	44	30	32	23	34	25	22	21	27	258
29	0	1	2	0	1	2	0	1	1	8	66	45	42	34	43	35	33	37	29	25	323
30	0	2	2	0	0	0	2	1	1	8	67	34	30	42	31	23	23	28	27	30	268
31	0	1	1	0	2	0	1	0	0	5	68	49	46	36	42	33	25	34	30	31	326
32	1	2	1	0	2	0	1	0	0	7	69	28	30	40	29	36	34	40	29	27	293
33	3	2	4	1	5	0	1	0	2	18	70	38	43	30	27	25	44	32	27	32	298
34	1	0	2	2	0	7	4	2	3	21	71	31	46	34	46	35	35	20	33	28	308
35	2	4	2	3	2	3	1	3	0	20	72	35	42	47	37	46	40	46	40	25	358
36	4	4	0	1	1	1	7	0	0	18	73	51	48	39	43	45	35	37	36	35	369
37	2	1	1	3	3	4	3	5	1	23	74	45	44	38	41	51	33	33	39	30	354
38	2	7	7	1	4	1	1	3	4	30	75	45	32	35	37	32	36	35	41	30	323
39	3	8	1	1	3	4	6	4	0	30	76	40	39	49	31	42	35	30	40	35	341
40	3	7	9	2	4	6	2	4	6	43	77	31	39	38	33	38	34	31	36	37	317
41	4	10	4	3	7	3	3	1	4	39	78	33	38	27	26	30	37	43	33	28	295
42	3	8	7	5	4	6	6	5	7	51	79	27	34	36	33	30	38	29	33	25	285
43	7	7	5	7	3	2	4	8	4	47	80	40	29	38	41	31	30	33	26	35	303
44	4	6	6	4	7	5	8	3	10	53	81	32	32	20	22	30	28	35	29	32	260
45	5	8	6	11	8	7	6	5	4	60	82	21	14	21	23	31	30	19	27	32	218
46	11	12	9	11	4	8	11	9	5	80	83	18	17	20	14	13	20	20	18	24	164
47	12	7	13	9	6	11	5	4	10	77	84	12	15	18	19	13	5	19	22	23	146
48	8	10	8	10	6	13	6	9	11	81	85	91	86	97	102	72	89	83	84	85	789
49	11	11	8	9	8	17	12	11	9	96	Total	1169	1189	1133	1088	1065	1076	1034	1036	989	9779
50	16	13	5	8	6	10	9	11	9	87											

Tabela 132: Número de casos de cancro do estômago, diagnosticados por período e por idade, no registo ROR-Sul.P= período.

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
[10,15[46290.33	44151.33	42640.50	41815.50	41718.84	42017.84	42208.50	42042.34	41554.33	384439.51
[15,20[263832.00	256093.00	247527.33	238376.50	229665.16	222558.83	217673.67	215326.66	214916.83	2105969.98
[20,25[318421.00	313125.34	306145.00	297694.67	288810.34	280294.17	270858.67	260169.84	249825.84	2585344.87
[25,30[303237.50	312289.00	323040.17	332700.50	338416.00	338492.50	333139.83	323788.50	312470.33	2917574.33
[30,35[287240.84	289609.00	294423.83	301579.83	310068.33	319462.33	329752.33	339509.50	346687.83	2818333.82
[35,40[283359.33	287116.50	290933.84	295169.50	299220.50	302217.17	304995.67	308755.33	313723.84	2685491.68
[40,45[274231.00	276966.83	280805.16	285103.17	289204.50	293705.16	298097.50	301403.00	304029.16	2603545.48
[45,50[274762.67	273667.83	273570.34	274103.33	276079.33	279200.17	282579.67	286291.50	289624.84	2509879.68
[50,55[265622.00	268869.84	271613.66	274547.33	276222.67	275981.33	275511.83	275236.50	274854.83	2458459.99
[55,60[235092.50	238626.33	243856.50	250237.67	256987.50	262886.84	266956.00	269933.67	272287.17	2296864.18
[60,65[233156.83	232364.33	229698.50	227077.00	227272.00	230043.33	234399.17	239950.00	245670.00	2099631.16
[65,70[216141.17	218775.84	221047.17	222130.67	222207.67	222504.33	222428.16	220441.83	217980.16	1983657.00
[70,75[179027.83	180911.33	183410.83	187080.50	191505.66	195557.00	199009.00	201796.00	203092.34	1721390.49
[75,80[129887.00	135414.33	139699.50	143278.83	146257.84	148749.17	151121.17	154010.00	157918.00	1306335.84
[80,85[81744.83	83537.67	87819.50	92636.83	97467.83	102490.50	106918.50	110783.50	114612.33	878011.48
85+	39274.34	41029.33	42319.17	42838.50	42698.33	42962.17	44341.67	46267.33	48299.17	390030.01
Total	3431321.17	3452547.83	3478551.00	3506370.33	3533802.50	3559122.84	3579991.34	3595705.50	3607547.00	31744959.50

Tabela 133: Câncer do estômago: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registro ROR-Sul. Na determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registro ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
14	46290.33	44151.33	42640.50	41815.50	41718.84	42017.84	42208.50	42042.34	41554.33	384439.51
15	48740.50	46695.50	44605.50	43056.00	42189.33	42067.16	42294.00	42451.00	42311.00	394409.99
16	50876.17	49161.50	47146.67	45011.33	43425.50	42528.17	42349.50	42579.66	42794.50	405873.00
17	52908.00	51345.17	49654.00	47565.84	45381.50	43764.00	42809.50	42658.00	42994.00	419080.01
18	54852.00	53436.33	51937.83	50158.66	47988.17	45758.17	44085.50	43164.84	43144.67	434526.17
19	56455.33	55454.50	54183.33	52584.67	50680.66	48441.33	46135.17	44473.16	43672.66	452080.81
20	58761.17	57092.17	56306.84	54974.50	53208.34	51204.33	48866.83	46531.34	44962.84	471908.36
21	62565.33	59431.67	57972.66	57161.83	55669.16	53778.50	51688.50	49326.66	47057.50	494651.81
22	65695.17	63272.33	60408.17	58917.34	57924.67	56282.50	54297.17	52173.50	49842.50	518813.35
23	66438.83	66336.50	64251.50	61420.16	59747.67	58594.84	56839.17	54798.67	52675.16	541102.50
24	64960.50	66992.67	67205.83	65220.84	62260.50	60434.00	59167.00	57339.67	55287.84	558868.85
25	62949.34	65461.16	67847.67	68173.33	66080.50	62967.50	61020.50	59658.66	57804.83	571963.49
26	61934.00	63369.67	66278.33	68821.50	69053.83	66807.16	63567.50	61526.34	60107.33	581465.66
27	61053.66	62261.50	64045.50	67149.50	69643.50	69745.67	67372.50	64046.66	61956.50	587274.99
28	59466.50	61368.50	62880.50	64875.00	67961.67	70329.33	70304.33	67827.67	64432.50	589446.00
29	57834.00	59828.17	61988.17	63681.17	65676.50	68642.84	70875.00	70729.17	68169.17	587424.19
30	57041.17	58262.83	60504.50	62814.00	64488.83	66363.33	69191.50	71286.16	71055.50	581007.82
31	57114.50	57473.83	58922.00	61307.66	63594.83	65157.67	66913.50	69631.67	71638.67	571754.33
32	57530.17	57574.17	58110.00	59682.50	62064.67	64248.66	65697.50	67342.00	69966.16	562215.83
33	57785.66	58015.83	58231.17	58844.00	60401.17	62693.50	64766.67	66105.17	67642.67	554485.84
34	57769.34	58282.34	58656.16	58931.67	59518.83	60999.17	63183.16	65144.50	66384.83	548870.00
35	57359.83	58266.66	58930.00	59357.50	59617.50	60126.33	61493.34	63550.66	65396.34	544098.16
36	56657.50	57791.34	58844.17	59589.50	60022.33	60214.50	60617.33	61874.00	63814.66	539425.33
37	56582.33	57036.16	58277.33	59437.17	60223.84	60596.34	60688.50	60987.84	62127.17	535956.68
38	56743.84	56936.34	57468.50	58793.50	60020.66	60758.50	61033.00	61019.16	61198.50	533972.00
39	56015.83	57086.00	57413.84	57991.83	59336.17	60521.50	61163.50	61323.67	61187.17	532039.51
40	55597.67	56260.16	57462.33	57887.83	58498.50	59800.50	60878.83	61389.00	61429.66	529204.48
41	55291.16	55812.34	56585.00	57871.17	58346.17	58924.16	60144.00	61117.83	61512.50	525604.33
42	54623.00	55482.66	56126.50	56970.67	58286.50	58729.67	59228.17	60351.84	61212.17	521011.18
43	54540.67	54776.50	55711.33	56443.83	57335.16	58632.00	58997.50	59403.66	60417.83	516258.48
44	54178.50	54635.17	54920.00	55929.67	56738.17	57618.83	58849.00	59140.67	59457.00	511467.01
45	54111.67	54271.17	54785.50	55117.83	56187.17	56993.17	57808.83	58959.83	59166.50	507401.67
46	54709.83	54197.83	54435.34	55004.17	55364.66	56423.00	57168.67	57897.84	58951.50	504152.84
47	55113.67	54764.67	54305.66	54600.00	55205.17	55551.17	56550.83	57222.33	57858.50	501172.00
48	55327.33	55138.50	54849.50	54429.83	54759.67	55347.00	55638.84	56575.17	57159.00	499224.84
49	55500.17	55295.66	55194.34	54951.50	54562.66	54885.83	55412.50	55636.33	56489.34	497928.33
50	55343.66	55413.67	55274.33	55261.33	55070.50	54676.83	54938.50	55388.50	55531.16	496898.48
51	53893.84	55228.50	55351.67	55290.67	55349.84	55156.67	54696.16	54875.33	55254.00	495096.68
52	52561.50	53760.67	55158.16	55346.67	55346.66	55414.17	55167.67	54632.34	54728.34	492116.18
53	52305.66	52377.50	53626.50	55096.66	55356.00	55369.33	55385.00	55070.33	54463.00	489049.98
54	51517.34	52089.50	52203.00	53552.00	55099.67	55364.33	55324.50	55270.00	54878.33	485298.67
55	49722.66	51299.50	51849.50	52070.67	53538.00	55093.17	55295.67	55194.67	55067.33	479131.17

Tabela 134: Câncer do estômago: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registro ROR-Sul. Na sua determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registro ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período									Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
56	47179.67	49496.00	51074.84	51699.00	52026.67	53509.33	54998.00	55126.50	54960.34	470070.35
57	45503.17	46930.33	49251.66	50924.33	51642.50	51981.67	53397.66	54798.66	54863.16	459293.14
58	45915.16	45242.83	46654.00	49053.84	50835.83	51563.00	51847.00	53190.00	54510.00	448811.66
59	46771.84	45657.67	45026.50	46489.83	48944.50	50739.67	51417.67	51623.84	52886.34	439557.86
60	46714.16	46457.17	45379.17	44852.67	46386.50	48839.66	50590.33	51187.00	51300.83	431707.49
61	46626.84	46382.16	46144.83	45159.33	44737.17	46282.17	48680.00	50345.33	50841.67	425199.50
62	47134.33	46252.84	46034.84	45887.00	45002.83	44616.00	46119.34	48433.67	49991.50	419472.35
63	46940.33	46718.50	45829.50	45717.33	45695.17	44839.17	44424.00	45858.16	48061.50	414083.66
64	45741.17	46553.66	46310.16	45460.67	45450.33	45466.33	44585.50	44125.84	45474.50	409168.16
65	45130.67	45313.00	46118.50	45915.17	45128.33	45151.00	45131.50	44185.16	43666.16	405739.49
66	45003.50	44624.84	44807.50	45639.66	45491.34	44731.17	44750.66	44681.17	43674.67	403404.51
67	44020.00	44382.50	44052.50	44271.67	45132.66	44997.66	44237.84	44232.17	44108.83	399435.83
68	42045.66	43263.00	43653.34	43412.00	43695.84	44562.00	44416.00	43639.50	43605.34	392292.68
69	39941.34	41192.50	42415.33	42892.17	42759.50	43062.50	43892.16	43703.83	42925.16	382784.49
70	38186.33	39022.66	40323.67	41591.00	42127.33	42030.34	42313.50	43079.33	42864.34	371538.50
71	36955.33	37206.84	38048.33	39409.00	40737.50	41288.66	41194.17	41465.00	42217.00	358521.83
72	36200.84	35930.00	36215.17	37068.83	38471.17	39807.50	40349.67	40265.84	40547.83	344856.85
73	34908.33	35058.00	34890.16	35201.83	36060.66	37466.50	38784.16	39320.66	39259.17	330949.47
74	32777.00	33693.83	33933.50	33809.84	34109.00	34964.00	36367.50	37665.17	38204.00	315523.84
75	30397.17	31492.17	32448.00	32720.50	32620.00	32924.34	33783.84	35188.33	36476.50	298050.85
76	28161.66	29103.00	30239.00	31163.83	31429.67	31369.33	31681.66	32537.17	33965.50	279650.82
77	26455.84	26860.50	27817.17	28906.33	29793.00	30098.17	30070.67	30362.50	31233.16	261597.34
78	24270.16	25091.66	25504.67	26421.67	27476.17	28369.16	28705.50	28694.33	28987.34	243520.66
79	20602.17	22867.00	23690.66	24066.50	24939.00	25988.17	26879.50	27227.67	27255.50	223516.17
80	17343.33	19231.34	21434.67	22238.33	22567.83	23407.50	24438.00	25312.67	25700.00	201673.67
81	15759.50	16072.50	17887.33	19947.84	20670.33	21004.50	21826.83	22822.83	23695.50	179687.16
82	14683.00	14470.50	14815.67	16537.00	18413.83	19082.67	19408.34	20182.33	21203.16	158796.50
83	13681.17	13355.17	13206.67	13555.83	15159.50	16858.33	17484.33	17794.17	18546.33	139641.50
84	20277.83	20408.17	20475.16	20357.83	20656.33	22137.50	23761.00	24671.50	25467.33	198212.66
85	39274.34	41029.33	42319.17	42838.50	42698.33	42962.17	44341.67	46267.33	48299.17	390030.01
Total	3431321.17	3452547.83	3478551.00	3506370.33	3533802.50	3559122.84	3579991.34	3595705.50	3607547.00	31744959.50

Tabela 135: Câncer do estômago: população em risco expressa em *person-years*, por idade e período, no registro ROR-Sul. Na sua determinação dos *person-years* foi utilizada a estimativa da população residente, em 30 de Junho, no registro ROR-Sul por idade (INE).

Idade	Período								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
[10,15[0	0	0	2.39	0	0	0	0	0
[15,20[0	0	0	0.42	0.44	0	0.46	0	0
[20,25[0	0	0	0.34	0	0.71	0.37	0.38	0
[25,30[0.99	1.60	1.55	0.90	0.89	1.48	0.30	0.31	0.32
[30,35[1.74	2.42	3.40	0.99	2.90	2.19	2.73	0.88	1.73
[35,40[4.59	8.36	3.78	3.05	4.34	4.30	5.90	4.86	1.59
[40,45[7.66	13.72	11.04	7.37	8.64	7.49	7.72	6.97	10.20
[45,50[17.11	17.54	16.08	18.24	11.59	20.06	14.16	13.27	13.47
[50,55[28.61	29.01	18.04	23.31	20.27	22.83	18.51	23.25	18.56
[55,60[38.71	36.46	34.45	33.17	32.30	33.09	26.97	34.82	31.22
[60,65[52.75	54.23	55.73	48.00	51.92	48.69	47.78	41.26	38.67
[65,70[92.53	81.36	83.24	75.63	72.45	62.92	72.38	61.69	64.23
[70,75[111.71	123.26	102.50	103.70	105.48	95.62	84.42	86.72	73.86
[75,80[135.50	134.40	132.43	111.67	117.60	121.01	111.17	118.82	98.15
[80,85[150.47	128.09	133.23	128.46	121.07	110.25	117.85	110.12	127.39
85+	231.70	209.61	229.21	238.10	168.62	207.16	187.18	181.55	175.99

Tabela 136: Taxa de incidência específica (em 10^5 *person-years*) de cancro do estômago no registro ROR-Sul por período e classe etária.

CÓLON SE(ASR)1998-2006

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Binomial) para o cancro do Cólon no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) WHO	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$
[0,5)	0	12000	0	0
[5,10)	0	10000	0	0
[10,15)	0	9000	0	0
[15,20)	0,66	9000	606975	8794299
[20,25)	0,47	8000	1497462	1997856
[25,30)	1,04	8000	3159800	2115292
[30,35)	2,11	6000	3079092	2468091
[35,40)	3,96	6000	2929229	4866723
[40,45)	8,64	6000	2836376	10962344
[45,50)	15,45	6000	2719172	20446141
[50,55)	28,74	5000	2651553	27087531
[55,60)	46,30	4000	2492392	29709261
[60,65)	73,91	4000	2283855	51740957
[65,70)	103,07	3000	2163536	42832286
[70,75)	135,06	2000	1896877	28442885
[75,80)	161,88	1000	1450486	11142107
[80,85)	157,69	500	978507	4022471
[85+,	223,81	500	430716	12961700
Total		100000		259589943

Tabela 137: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*World Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Binomial) para o cancro do Cólon no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) EU	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$
[0,5)	0	8000	0	0
[5,10)	0	7000	0	0
[10,15)	0	7000	0	0
[15,20)	0,66	7000	606975	5320008
[20,25)	0,47	7000	1497462	1529608
[25,30)	1,04	7000	3159800	1619520
[30,35)	2,11	7000	3079092	3359346
[35,40)	3,96	7000	2929229	6624150
[40,45)	8,64	7000	2836376	14920968
[45,50)	15,45	7000	2719172	27829469
[50,55)	28,74	7000	2651553	53091561
[55,60)	46,30	6000	2492392	66845837
[60,65)	73,91	5000	2283855	80845245
[65,70)	103,07	4000	2163536	76146285
[70,75)	135,06	3000	1896877	63996492
[75,80)	161,88	2000	1450486	44568427
[80,85)	157,69	1000	978507	16089886
[85+,	223,81	1000	430716	51846799
Total		100000		514633603

Tabela 138: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Poisson) para o cancro do **Cólon** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) WHO	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$
[0,5)	0	12000	0	0
[5,10)	0	10000	0	0
[10,15)	0	9000	0	0
[15,20)	0,66	9000	606975	8794357
[20,25)	0,47	8000	1497462	1997865
[25,30)	1,04	8000	3159800	2115314
[30,35)	2,11	6000	3079092	2468143
[35,40)	3,96	6000	2929229	4866915
[40,45)	8,64	6000	2836376	10963291
[45,50)	15,45	6000	2719172	20449299
[50,55)	28,74	5000	2651553	27095318
[55,60)	46,30	4000	2492392	29723023
[60,65)	73,91	4000	2283855	51779227
[65,70)	103,07	3000	2163536	42876479
[70,75)	135,06	2000	1896877	28481354
[75,80)	161,88	1000	1450486	11160173
[80,85)	157,69	500	978507	4028824
[85+,	223,81	500	430716	12990775
Total		100000		259790357

Tabela 139: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*World Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Poisson) para o cancro do **Cólon** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) EU	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$
[0,5)	0	8000	0	0
[5,10)	0	7000	0	0
[10,15)	0	7000	0	0
[15,20)	0,66	7000	606975	5320043
[20,25)	0,47	7000	1497462	1529616
[25,30)	1,04	7000	3159800	1619537
[30,35)	2,11	7000	3079092	3359417
[35,40)	3,96	7000	2929229	6624412
[40,45)	8,64	7000	2836376	14922257
[45,50)	15,45	7000	2719172	27833769
[50,55)	28,74	7000	2651553	53106823
[55,60)	46,30	6000	2492392	66876801
[60,65)	73,91	5000	2283855	80905042
[65,70)	103,07	4000	2163536	76224852
[70,75)	135,06	3000	1896877	64083045
[75,80)	161,88	2000	1450486	44640690
[80,85)	157,69	1000	978507	16115298
[85+,	223,81	1000	430716	51963099
Total		100000		515124702

Tabela 140: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Binomial) para o cancro do **Recto** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) WHO	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$
[0,5)	0	12000	0	0
[5,10)	0	10000	0	0
[10,15)	0	9000	0	0
[15,20)	0,84	9000	119657	56572946
[20,25)	0,36	8000	1118640	2045773
[25,30)	0,42	8000	1420372	1903378
[30,35)	0,96	6000	2721780	1263472
[35,40)	2,59	6000	2929230	3188584
[40,45)	3,81	6000	2836377	4832610
[45,50)	9,93	6000	2719173	13144663
[50,55)	15,46	5000	2651554	14576580
[55,60)	25,96	4000	2492393	16660128
[60,65)	41,42	4000	2283856	29006408
[65,70)	56,67	3000	2163537	23559071
[70,75)	68,01	2000	1896878	14330961
[75,80)	78,66	1000	1450487	5418962
[80,85)	82,47	500	978508	2105362
[85+,	109,35	500	430717	6340182
Total		100000		194949081

Tabela 141: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*World Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Binomial) para o cancro do Recto no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) EU	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$
[0,5)	0	8000	0	0
[5,10)	0	7000	0	0
[10,15)	0	7000	0	0
[15,20)	0,84	7000	119657	34223140
[20,25)	0,36	7000	1118640	1566295
[25,30)	0,42	7000	1420372	1457274
[30,35)	0,96	7000	2721780	1719726
[35,40)	2,59	7000	2929230	4340017
[40,45)	3,81	7000	2836377	6577719
[45,50)	9,93	7000	2719173	17891347
[50,55)	15,46	7000	2651554	28570097
[55,60)	25,96	6000	2492393	37485289
[60,65)	41,42	5000	2283856	45322512
[65,70)	56,67	4000	2163537	41882792
[70,75)	68,01	3000	1896878	32244661
[75,80)	78,66	2000	1450487	21675848
[80,85)	82,47	1000	978508	8421447
[85+,	109,35	1000	430717	25360729
Total		100000		308738894

Tabela 142: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Poisson) para o cancro do **Recto** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) WHO	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$
[0,5)	0	12000	0	0
[5,10)	0	10000	0	0
[10,15)	0	9000	0	0
[15,20)	0,84	9000	119657	56573419
[20,25)	0,36	8000	1118640	2045780
[25,30)	0,42	8000	1420372	1903386
[30,35)	0,96	6000	2721780	1263485
[35,40)	2,59	6000	2929230	3188666
[40,45)	3,81	6000	2836377	4832794
[45,50)	9,93	6000	2719173	13145968
[50,55)	15,46	5000	2651554	14578834
[55,60)	25,96	4000	2492393	16664454
[60,65)	41,42	4000	2283856	29018427
[65,70)	56,67	3000	2163537	23572428
[70,75)	68,01	2000	1896878	14340713
[75,80)	78,66	1000	1450487	5423228
[80,85)	82,47	500	978508	2107100
[85+,	109,35	500	430717	6347123
Total		100000		195005808

Tabela 143: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*World Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Poisson) para o cancro do **Recto** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) EU	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$
[0,5)	0	8000	0	0
[5,10)	0	7000	0	0
[10,15)	0	7000	0	0
[15,20)	0,84	7000	119657	34223426
[20,25)	0,36	7000	1118640	1566301
[25,30)	0,42	7000	1420372	1457280
[30,35)	0,96	7000	2721780	1719743
[35,40)	2,59	7000	2929230	4340129
[40,45)	3,81	7000	2836377	6577970
[45,50)	9,93	7000	2719173	17893124
[50,55)	15,46	7000	2651554	28574516
[55,60)	25,96	6000	2492393	37495022
[60,65)	41,42	5000	2283856	45341293
[65,70)	56,67	4000	2163537	41906539
[70,75)	68,01	3000	1896878	32266605
[75,80)	78,66	2000	1450487	21692912
[80,85)	82,47	1000	978508	8428398
[85+,	109,35	1000	430717	25388492
Total		100000		308871750

Tabela 144: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

ESTÔMAGO SE(ASR)1998-2006

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Binomial) para o cancro do **Estômago** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) WHO	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$
[0,5)	0,75	12000	133048	81347588
[5,10)	0	10000	0	0
[10,15)	0,59	9000	675098	7109005
[15,20)	0,72	9000	1245806	4697034
[20,25)	0,52	8000	2110252	1580890
[25,30)	1,42	8000	3159801	2884476
[30,35)	2,63	6000	3079093	3075603
[35,40)	5,26	6000	2929230	6460905
[40,45)	10,54	6000	2836377	13378270
[45,50)	17,25	6000	2719173	22831096
[50,55)	25,00	5000	2651554	23569147
[55,60)	36,55	4000	2492393	23455594
[60,65)	55,13	4000	2283856	38598372
[65,70)	81,72	3000	2163537	33965739
[70,75)	106,86	2000	1896878	22509739
[75,80)	131,06	1000	1450487	9023703
[80,85)	133,78	500	978508	3413264
[85+,	216,85	500	430717	12559146
Total		100000		310459570

Tabela 145: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*World Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Binomial) para o cancro do Estômago no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) EU	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$
[0,5)	0,75	8000	133048	36154484
[5,10)	0	7000	0	0
[10,15)	0,59	7000	675098	4300509
[15,20)	0,72	7000	1245806	2841415
[20,25)	0,52	7000	2110252	1210369
[25,30)	1,42	7000	3159801	2208427
[30,35)	2,63	7000	3079093	4186238
[35,40)	5,26	7000	2929230	8794010
[40,45)	10,54	7000	2836377	18209312
[45,50)	17,25	7000	2719173	31075658
[50,55)	25,00	7000	2651554	46195529
[55,60)	36,55	6000	2492393	52775085
[60,65)	55,13	5000	2283856	60309957
[65,70)	81,72	4000	2163537	60383536
[70,75)	106,86	3000	1896878	50646912
[75,80)	131,06	2000	1450487	36094811
[80,85)	133,78	1000	978508	13653054
[85+,	216,85	1000	430717	50236583
Total		100000		479275889

Tabela 146: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} (10^5 - \lambda_j)}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Poisson) para o cancro do **Estômago** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) WHO	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$
[0,5)	0,75	12000	133048	81348200
[5,10)	0,00	10000	0	0
[10,15)	0,59	9000	675098	7109047
[15,20)	0,72	9000	1245806	4697068
[20,25)	0,52	8000	2110252	1580898
[25,30)	1,42	8000	3159801	2884517
[30,35)	2,63	6000	3079093	3075684
[35,40)	5,26	6000	2929230	6461245
[40,45)	10,54	6000	2836377	13379680
[45,50)	17,25	6000	2719173	22835034
[50,55)	25,00	5000	2651554	23575042
[55,60)	36,55	4000	2492393	23464170
[60,65)	55,13	4000	2283856	38619662
[65,70)	81,72	3000	2163537	33993518
[70,75)	106,86	2000	1896878	22533818
[75,80)	131,06	1000	1450487	9035545
[80,85)	133,78	500	978508	3417836
[85+,	216,85	500	430717	12586439
Total		100000		310597403

Tabela 147: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*World Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

Determinação do erro padrão da Tx. de Incidência Padronizada (ASR)
(aprox. Poisson) para o cancro do **Estômago** no período 1998-2006 no ROR-Sul

Grupo etário j	λ_j por 10^5	Pop. Padrão (n_j^*) EU	n_j	$\frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$
[0,5)	0,75	8000	133048	36154755
[5,10)	0,00	7000	0	
[10,15)	0,59	7000	675098	4300534
[15,20)	0,72	7000	1245806	2841436
[20,25)	0,52	7000	2110252	1210375
[25,30)	1,42	7000	3159801	2208458
[30,35)	2,63	7000	3079093	4186348
[35,40)	5,26	7000	2929230	8794473
[40,45)	10,54	7000	2836377	18211231
[45,50)	17,25	7000	2719173	31081019
[50,55)	25,00	7000	2651554	46207082
[55,60)	36,55	6000	2492393	52794382
[60,65)	55,13	5000	2283856	60343222
[65,70)	81,72	4000	2163537	60432921
[70,75)	106,86	3000	1896878	50701091
[75,80)	131,06	2000	1450487	36142178
[80,85)	133,78	1000	978508	13671343
[85+,	216,85	1000	430717	50345756
Total		100000		479626607

Tabela 148: Legenda: n_j população em risco expressa em *person-years* no grupo etário j; λ_j taxa específica de incidência no grupo etário j; n_j^* população padrão (*European Standard Population*) no grupo etário j; $\sum_{j=1}^{18} \frac{\lambda_j n_j^{*2} 10^5}{n_j}$ numerador da variância da ASR. Foram consideradas o cd nas duas últimas colunas.

TENDÊNCIA NAS TAXAS

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Colon	1998	29,98	898,80	1	1	29,98	1,61	16	$\hat{\beta}$ 0,60 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 31,25 $\hat{\alpha}$ 28,25 $se(\hat{\beta})$ 0,14 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ 4,29	
	1999	29,46	867,89	2	4	58,92	3,20	9		
	2000	30,05	903,00	3	9	90,15	1,44	4		
	2001	30,89	954,19	4	16	123,56	0,13	1		
	2002	29,39	863,77	5	25	146,95	3,46	0		
	2003	30,32	919,30	6	36	181,92	0,86	1		
	2004	32,9	1082,41	7	49	230,30	2,72	4		
	2005	33,88	1147,85	8	64	271,04	6,92	9		
	2006	34,38	1181,98	9	81	309,42	9,80	16		
Total		281,25	8819,21	45	285	1442,24	30,15	60	2P(X > 4,29)	0,0036
									valor p	<0,004

Tabela 149: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada, para o cancro do cólon, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS
Colon	1998	15,74	247,75	1	1	15,74	240,56	16	$\hat{\beta}$ 0,46 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 17,28 $\hat{\alpha}$ 14,96 $se(\hat{\beta})$ 2,05 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ 0,22
	1999	16,05	257,60	2	4	32,10	231,04	9	
	2000	17,04	290,36	3	9	51,12	201,92	4	
	2001	16,7	278,89	4	16	66,80	211,70	1	
	2002	15,92	253,45	5	25	79,60	235,01	0	
	2003	16,32	266,34	6	36	97,92	222,90	1	
	2004	19	361,00	7	49	133,00	150,06	4	
	2005	19,47	379,08	8	64	155,76	138,77	9	
	2006	19,24	370,18	9	81	173,16	144,24	16	
Total		155,48	2704,65	45	285	805,20	1776,21	60	2P(X > 0,22) 0,82 valor p 0,82

Tabela 150: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em homens, para o cancro do cólon, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Colon	1998	25,11	630,51	1	1	25,11	37,70	16	$\hat{\beta}$ 0,25 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 24,72 $\hat{\alpha}$ 23,48 $se(\hat{\beta})$ 0,96 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ 0,26	
	1999	23,58	556,02	2	4	47,16	58,83	9		
	2000	23,11	534,07	3	9	69,33	66,26	4		
	2001	25,19	634,54	4	16	100,76	36,72	1		
	2002	23,97	574,56	5	25	119,85	53,00	0		
	2003	24,71	610,58	6	36	148,26	42,77	1		
	2004	24,44	597,31	7	49	171,08	46,38	4		
	2005	25,52	651,27	8	64	204,16	32,83	9		
	2006	26,83	719,85	9	81	241,47	19,54	16		
Total		222,46	5508,71	45	285	1127,18	394,03	60	2P(X > 0,26)	0,80
									p value	0,80

Tabela 151: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em mulheres, para o cancro do cólon, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Recto	1998	16,43	269,94	1	1	16,43	1,96	16	$\hat{\beta}$ -0,12 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 15,03 $\hat{\alpha}$ 15,65 $se(\hat{\beta})$ 0,10 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ -1,2	
	1999	15,65	244,92	2	4	31,30	0,38	9		
	2000	14,38	206,78	3	9	43,14	0,42	4		
	2001	14,4	207,36	4	16	57,60	0,40	1		
	2002	15,01	225,30	5	25	75,05	0,00	0		
	2003	14,78	218,45	6	36	88,68	0,06	1		
	2004	15,54	241,49	7	49	108,78	0,26	4		
	2005	13,83	191,27	8	64	110,64	1,44	9		
	2006	15,26	232,87	9	81	137,34	0,05	16		
Total		135,28	2038,39	45	285	668,96	4,98	60	2P(X > - 1.2)	0,27
									valor p	0,27

Tabela 152: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada, para o cancro do recto, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Recto	1998	23,51	552,72	1	1	23,51	71,89	16	$\hat{\beta}$ -0,16 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 21,67 $\hat{\alpha}$ 22,47 $se(\hat{\beta})$ 0,99 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ -0,16	
	1999	22,5	506,25	2	4	45,00	55,78	9		
	2000	20,29	411,68	3	9	60,87	27,66	4		
	2001	21,04	442,68	4	16	84,16	36,11	1		
	2002	22,1	488,41	5	25	110,50	49,97	0		
	2003	20,81	433,06	6	36	124,86	33,40	1		
	2004	23,3	542,89	7	49	163,10	68,37	4		
	2005	19,81	392,44	8	64	158,48	22,84	9		
	2006	21,67	469,59	9	81	195,03	44,07	16		
Total		195,03	4239,72	45	285	965,51	410,09	60	2P(X > - 0.16)	0,88
									valor p	0,88

Tabela 153: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em homens, para o cancro do recto, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Recto	1998	11,11	123,43	1	1	11,11	15,38	16	$\hat{\beta}$ -0,12 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 9,86 $\hat{\alpha}$ 10,49 $se(\hat{\beta})$ 0,76 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ -0,16	
	1999	10,48	109,83	2	4	20,96	20,71	9		
	2000	9,74	94,87	3	9	29,22	28,00	4		
	2001	9,24	85,38	4	16	36,96	33,54	1		
	2002	9,4	88,36	5	25	47,00	31,71	0		
	2003	10,07	101,40	6	36	60,42	24,61	1		
	2004	9,41	88,55	7	49	65,87	31,60	4		
	2005	9,08	82,45	8	64	72,64	35,42	9		
	2006	10,25	105,06	9	81	92,25	22,86	16		
Total		88,78	879,33	45	285	436,43	243,81	60	2P(X > -0.16)	0,88
									valor p	0,88

Tabela 154: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em mulheres, para o cancro do recto, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Estômago	1998	22,79	519,38	1	1	22,79	8,19	16	$\hat{\beta}$ -0,77 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 19,93 $\hat{\alpha}$ 23,76 $se(\hat{\beta})$ 0,06 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ -12,83	
	1999	23	529,00	2	4	46,00	9,44	9		
	2000	21,3	453,69	3	9	63,90	1,88	4		
	2001	20,42	416,98	4	16	81,68	0,24	1		
	2002	19,28	371,72	5	25	96,40	0,42	0		
	2003	19,53	381,42	6	36	117,18	0,16	1		
	2004	18,22	331,97	7	49	127,54	2,92	4		
	2005	18,01	324,36	8	64	144,08	3,68	9		
	2006	16,8	282,24	9	81	151,20	9,78	16		
Total		179,35	3610,76	45	285	850,77	36,71	60	2P(X > -12.83)	<0.001
									valor p	<0.001

Tabela 155: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada, para o cancro do estômago, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Estômago	1998	34,2	1169,64	1	1	34,20	203,70	16	$\hat{\beta}$ -1,15 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 28,58 $\hat{\alpha}$ 34,32 $se(\hat{\beta})$ 1,27 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ -0,91	
	1999	32,4	1049,76	2	4	64,80	155,56	9		
	2000	30,18	910,83	3	9	90,54	105,11	4		
	2001	28,6	817,96	4	16	114,40	75,21	1		
	2002	27,9	778,41	5	25	139,50	63,56	0		
	2003	27,65	764,52	6	36	165,90	59,63	1		
	2004	26,68	711,82	7	49	186,76	45,59	4		
	2005	25,47	648,72	8	64	203,76	30,72	9		
	2006	24,17	584,19	9	81	217,53	18,00	16		
Total		257,25	7435,86	45	285	1217,39	757,06	60	2P(X > -0.91)	0,39
									valor p	0,39

Tabela 156: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em homens, para o cancro do estômago, tomando o ano de 1997 como período de referência.

Tumor	Ano	Y	Y ²	X=Ano-1997	X ²	XY	(Y - \bar{Y}) ²	(X - \bar{X}) ²	RLS	
Estômago	1998	14,22	202,21	1	1	14,22	32,58	16	$\hat{\beta}$ -0,51 \bar{X} 5,00 \bar{Y} 13,00 $\hat{\alpha}$ 15,55 $se(\hat{\beta})$ 1,02 $\hat{\beta}/se(\hat{\beta})$ -0,50	
	1999	15,99	255,68	2	4	31,98	15,51	9		
	2000	14,25	203,06	3	9	42,75	32,24	4		
	2001	13,69	187,42	4	16	54,76	38,91	1		
	2002	11,17	124,77	5	25	55,85	76,70	0		
	2003	13,11	171,87	6	36	78,66	46,48	1		
	2004	11,56	133,63	7	49	80,92	70,02	4		
	2005	11,95	142,80	8	64	95,60	63,64	9		
	2006	11,09	122,99	9	81	99,81	78,11	16		
Total		117,03	1544,43	45	285	554,55	454,18	60	2P(X > - 0.5)	0,63
									valor p	0,63

Tabela 157: Estudo da tendência na taxa de incidência padronizada em mulheres, para o cancro do estômago, tomando o ano de 1997 como período de referência.

BIBLIOGRAFIA

- [1] Amado, J. (1994). *Epidemiologia e registos de cancro, contribuição de um registo de base populacional*. PhD thesis, Tese de doutoramento em Saúde Comunitária, Instituto de Ciências Biomédicas de Abel Salazar.
- [2] Amado, J. e Ferreira, B. (2000). *Registos Oncológicos in Manual de Medicina Geral e Familiar*. Associação Portuguesa de Médicos de Medicina Geral.
- [3] Andersen, P. K., Borch-Johnsen, K., Deckert, T., Green, A., Hougaard, P., Keiding, N., e Kreiner, S. (1985). A cox regression model for the relative mortality and its application to diabetes mellitus survival data. *Biometrics*, pages 921–932.
- [4] Andersen, R. (2009). Nonparametric methods for modeling nonlinearity in regression analysis. *Annual Review of Sociology*, 35:67–85.
- [5] Andvord, K. F. (2002). What can we learn by following the development of tuberculosis from one generation to another? *International Journal of Tuberculosis and Lung Disease*, 6(7):562–568.
- [6] Antunes, L., Pina, M., Bento, M., e Mendonça, D. (2012). Assessment of socioeconomic inequalities in stomach cancer survival in the north region of Portugal. *European Journal of Epidemiology*, 27 (Suppl 1): S30.
- [7] Arbyn, M., Van Oyen, H., Sartor, F., Tibaldi, F., e Molenberghs, G. (2002). Description of the influence of age, period and cohort effects on cervical cancer mortality by loglinear poisson models (belgium, 1955-94). *Arch Public Health*, 60(2):73–100.
- [8] Armitage, P., Berry, G., e Matthews, J. N. (2008). *Statistical methods in medical research*. John Wiley & Sons.
- [9] Bailey, T. (2008). An introduction to spatial and spatio-temporal modelling of small area disease rates.
- [10] Barry, K. H., Koutros, S., Berndt, S. I., Andreotti, G., Hoppin, J. A., Sandler, D. P., Burdette, L. A., Yeager, M., Freeman, L. E. B., Lubin, J. H., et al. (2011). Genetic variation in base excision repair pathway genes, pesticide exposure, and prostate cancer risk. *Environmental health perspectives*, 119(12):1726–1732.

- [11] Bartley, M. (1994). Unemployment and ill health: understanding the relationship. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 48(4):333–337.
- [12] Bland, M. et al. (2000). *An introduction to medical statistics*. Number 3rd Edition. Oxford University Press.
- [13] Bonita, R., Beaglehole, R., e Kjellström, T. (2006). *Basic epidemiology*. World Health Organization.
- [14] Brenner, H., Arndt, V., Gefeller, O., e Hakulinen, T. (2004a). An alternative approach to age adjustment of cancer survival rates. *European Journal of Cancer*, 40(15):2317–2322.
- [15] Brenner, H. e Gefeller, O. (1996). An alternative approach to monitoring cancer patient survival. *Cancer*, 78(9):2004–2010.
- [16] Brenner, H. e Gefeller, O. (1997). Deriving more up-to-date estimates of long-term patient survival. *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(2):211–216.
- [17] Brenner, H., Gefeller, O., e Hakulinen, T. (2004b). Period analysis for up-to-date cancer survival data: theory, empirical evaluation, computational realisation and applications. *European Journal of Cancer*, 40(3):326–335.
- [18] Brenner, H. e Hakulinen, T. (2002). Up-to-date long-term survival curves of patients with cancer by period analysis. *Journal of Clinical Oncology*, 20(3):826–832.
- [19] Brenner, H., Söderman, B., e Hakulinen, T. (2002). Use of period analysis for providing more up-to-date estimates of long-term survival rates: empirical evaluation among 370 000 cancer patients in finland. *International Journal of Epidemiology*, 31(2):456–462.
- [20] Breslow, N. E. e Day, N. E. (1987). *Statistical Methods in Cancer Research*, volume 2. International Agency for Research on Cancer Lyon.
- [21] Brillinger, D. R. (1986). A biometrics invited paper with discussion: the natural variability of vital rates and associated statistics. *Biometrics*, pages 693–734.
- [22] Burnham, K. P. e Anderson, D. R. (2002). *Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach*. Springer.
- [23] Carstensen, B. (2007). Age–period–cohort models for the lexis diagram. *Statistics in Medicine*, 26(15):3018–3045.
- [24] Carstensen, B. (2011). Statistical analysis in the lexis diagram: APCM Course (Lisbon).

- [25] Carstensen, B. e Keiding, N. (2005). Age-period-cohort models: Statistical inference in the lexis diagram. <http://www.heart-intl.net/HEART/011507/AgePeriodCohort.pdf>.
- [26] Carstensen, B., Plummer, M., Laara, E., e Hills, M. (2014). *Epi: A Package for Statistical Analysis in Epidemiology*. R package version 1.1.67.
- [27] Caselli, G., Vallin, J., e Wunsch, G. (2005). *Demography: Analysis and Synthesis, Four Volume Set: A Treatise in Population*. Academic Press.
- [28] Cavaleiro-Pinto, M., Peleteiro, B., Lunet, N., e Barros, H. (2011). Helicobacter pylori infection and gastric cardia cancer: systematic review and meta-analysis. *Cancer Causes & Control*, 22(3):375–387.
- [29] Chambers, J. M. (1998). *Programming with data: A guide to the S language*. Springer.
- [30] Chen, Q., Zheng, S., e Zeng, M. (2011). Bayesian age-period-cohort prediction of lung cancer incidence in china. *Thoracic Cancer*, 2(4):149–155.
- [31] Chiang, C. (1961). Standard error of the age-adjusted death rate. Vital Statistics -Special Report Selected Studies No. 9, Washington DC, US Department of Health, Education, and Welfare.
- [32] Cho, H., Howlader, N., Mariotto, A. B., e Cronin, K. A. (2011). Estimating relative survival for cancer patients from the seer program using expected rates based on ederer i versus ederer ii method. Technical report, Surveillance Research Program, NCI, Technical Report# 2011, Vol 1.
- [33] Clayton, D. e Schifflers, E. (1987a). Models for temporal variation in cancer rates.I:Age-Period and Age-Cohort models. *Statistics in Medicine*, 6:449–467.
- [34] Clayton, D. e Schifflers, E. (1987b). Models for temporal variation in cancer rates.II:Age-Period-Cohort models. *Statistics in Medicine*, 6(4):469–481.
- [35] Coleman, M. P., Esteve, J., Damiecki, P., Arslan, A., e Renard, H. (1992). Trends in cancer incidence and mortality. *IARC scientific publications*, (121):1–806.
- [36] Corazziari, I., Quinn, M., e Capocaccia, R. (2004). Standard cancer patient population for age standardising survival ratios. *European Journal of Cancer*, 40(15):2307–2316.
- [37] Cox, D. R. e Hinkley, D. V. (1979). *Theoretical Statistics*. CRC Press.

- [38] Crew, K. e Neugut, A. (2006). Epidemiology of gastric cancer. *World Journal of Gastroenterology*, 12(3):354.
- [39] Cross, A. J., Ferrucci, L. M., Risch, A., Graubard, B. I., Ward, M. H., Park, Y., Hollenbeck, A. R., Schatzkin, A., e Sinha, R. (2010). A large prospective study of meat consumption and colorectal cancer risk: an investigation of potential mechanisms underlying this association. *Cancer Research*, 70(6):2406–2414.
- [40] de Castro Humes, P., de Melo, H., Yoshida, K., e Martins, T. (1984). *Noções de cálculo numérico*. McGraw-Hill, São Paulo.
- [41] DeCosse, J., Ngoi, S., Jacobson, J., e Cennerazzo, W. (1993). Gender and colorectal cancer. *European Journal of Cancer Prevention*, 2(2):105–116.
- [42] Dickman, P. W., Sloggett, A., Hills, M., e Hakulinen, T. (2004). Regression models for relative survival. *Statistics in Medicine*, 23(1):51–64.
- [43] Diário da República (2009). Lei n° 75/2009 ,1ª série n.1 155.
- [44] Doll, R., Payne, P., e Waterhouse, J. (1966). *Cancer Incidence in Five Continents*. Union Internationale Contre le Cancer, Geneva.
- [45] Drieskens, S., Quataert, P., Tafforeau, J., e Van Oyen, H. (1997). Age-period-cohort model: trends in mortality from lung cancer in women, Belgium 1971-1990. *Archives of Public Health*, 55:99–117.
- [46] Dyba, T. (1995). Confidence and prediction intervals for disease incidence using glim. *GLIM Newsletter*, 25:27–32.
- [47] Dyba, T. (2000). Precision of cancer incidence prediction based on poisson distributed observations. dissertation, university of helsinki. Master's thesis, University of Helsinki. Finnish Statistical Society, Helsinki 2000. ISBN 952-9795-00-9.
- [48] Dyba, T. e Hakulinen, T. (2000). Comparison of different approaches to incidence prediction based on simple interpolation techniques. *Statistics in Medicine*, 19(13):1741–1752.
- [49] Dyba, T., Hakulinen, T., e Päivärinta, L. (1997). A simple non-linear model in incidence prediction. *Statistics in Medicine*, 16(20):2297–2309.
- [50] Ederer, F., Axtell, L. M., e Cutler, S. J. (1961). The relative survival rate: a statistical methodology. *National Cancer Institute Monograph*, 6:101–121.
- [51] Ederer, F. e Heise, H. (1959). Instructions to IBM 650 programmers in processing survival computations; 1959. *National Cancer Institute, Bethesda (MD)*.

- [52] Elliot, P., Wakefield, J. C., Best, N. G., Briggs, D., et al. (2000). *Spatial epidemiology: methods and applications*. Oxford University Press.
- [53] Elliott, P. e Wartenberg, D. (2004). Spatial epidemiology: current approaches and future challenges. *Environmental Health Perspectives*, pages 998–1006.
- [54] Estatísticas do Reino Unido (2014). Uk cancer incidence statistics by age. (<http://info.cancerresearchuk.org/cancerstats/incidence/age/>; último acesso: julho de 2014).
- [55] Estève, J., Benhamou, E., Croasdale, M., e Raymond, L. (1990). Relative survival and the estimation of net survival: elements for further discussion. *Statistics in Medicine*, 9(5):529–538.
- [56] Etxeberria, J., Ugarte, M., Goicoa, T., e Fernández-Militino, A. (2014). Age and sex-specific spatio-temporal patterns of colorectal cancer mortality in Spain (1975–2008). *Population Health Metrics*, 12(17):1–11.
- [57] Falcão, J., Dias, J., Miranda, A., Leitao, C., Lacerda, M., e da Motta, L. (1994). Red wine consumption and gastric cancer in Portugal: a case-control study. *European Journal of Cancer Prevention*, 3(3):269.
- [58] Ferlay, J., Autier, P., Boniol, M., Heanue, M., Colombet, M., e Boyle, P. (2007). Estimates of the cancer incidence and mortality in Europe in 2006. *Annals of oncology: official journal of the European Society for Medical Oncology/ESMO*, 18(3):581–592.
- [59] Ferlay, J., Bray, F., Pisani, P., e Parkin, D. (2004). Globocan 2002: Cancer incidence, mortality and prevalence worldwide. IARC CancerBase no. 5. version 2.0. Lyon: IARC Press, 2004.
- [60] Fitzsimmons, D., Osmond, C., George, S., e Johnson, C. (2007). Trends in stomach and pancreatic cancer incidence and mortality in England and Wales, 1951–2000. *British Journal of Surgery*, 94(9):1162–1171.
- [61] Frost, W. H. (1939). The age selection of mortality from tuberculosis in successive decades. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, pages 61–66.
- [62] German Centre for Cancer Registry Data (2013). Why was only data from certain registries used? www.krebsdaten.de/Krebs/EN/Content/Methods (último acesso: julho/2014).

- [63] Gittleman, J. L. e Kot, M. (1990). Adaptation: statistics and a null model for estimating phylogenetic effects. *Systematic Biology*, 39(3):227–241.
- [64] Gneiting, T. e Raftery, A. E. (2007). Strictly proper scoring rules, prediction and estimation. *Journal of American Statistical Association*, Series B, 102:359–378.
- [65] Hakala, T. (1985). *Services and resources for the care of cancer in Finland*. PhD thesis.
- [66] Hakama, M., Beral, V., Cullen, J. W., Parkin, D. M., et al. (1990). *Evaluating effectiveness of primary prevention of cancer*. Number 103. IARC.
- [67] Hakulinen, T. (1982). Cancer survival corrected for heterogeneity in patient withdrawal. *Biometrics*, pages 933–942.
- [68] Hakulinen, T. e Dyba, T. (1994). Precision of incidence predictions based on poisson distributed observations. *Statistics in Medicine*, 13(15):1513–1523.
- [69] Hakulinen, T. e Hakama, M. (1991). Predictions of epidemiology and the evaluation of cancer control measures and the setting of policy priorities. *Social Science & Medicine*, 33(12):1379–1383.
- [70] Hakulinen, T. e Tenkanen, L. (1987). Regression analysis of relative survival rates. *Applied Statistics*, pages 309–317.
- [71] Hakulinen, T., Teppo, L., e Saxén, E. (1986). Do the predictions for cancer incidence come true? experience from finland. *Cancer*, 57(12):2454–2458.
- [72] Harrell, F. E. (2001). *Regression modeling strategies: with applications to linear models, logistic regression, and survival analysis*. Springer.
- [73] Haviland, A. (1875). *The Geographical Distribution of Heart Disease and Dropsy: Cancer in Females & Pthisis in Females, in England and Wales. Illustrated by Six Small and Three Large Coloured Maps*. By Alfred Haviland. Smith, Elder & Company, 15 Waterloo Place.
- [74] Havulinna, A. S. (2011). *Bayesian spatial and temporal epidemiology of non-communicable diseases and mortality*. PhD thesis, Aalto University, Finland.
- [75] Heuer, C. (1997). Modeling of time trends and interactions in vital rates using restricted regression splines. *Biometrics*, pages 161–177.
- [76] Holford, T. R. (1983). The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics*, pages 311–324.

- [77] Holford, T. R. (1991). Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annual review of public health*, 12(1):425–457.
- [78] Holford, T. R. (2006). Approaches to fitting age-period-cohort models with unequal intervals. *Statistics in Medicine*, 25(6):977–993.
- [79] Holleczeck, B. e Brenner, H. (2013). Model based period analysis of absolute and relative survival with R: Data preparation, model fitting and derivation of survival estimates. *Computer methods and programs in biomedicine*, 110(2):192–202.
- [80] Holleczeck, B., Gondos, A., e Brenner, H. (2009). periodR—an R package to calculate long term cancer survival estimates using period analysis. *Methods of Information in Medicine*, 48(2):123–128.
- [81] IARC (1994a). Hepatitis viruses, monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans. *IARC Scientific Publications*. Lyon, 59.
- [82] IARC (1994b). Schistosomes, liver flukes and helicobacter pylori. iarc monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans. *Lyon*, 61:218–221.
- [83] Kellerer, A. M. e Barclay, D. (1992). Age dependencies in the modelling of radiation carcinogenesis. *Radiation protection dosimetry*, 41(2-4):273–281.
- [84] Kleinbaum, D., Kupper, L., Nizam, A., e Rosenberg, E. (2013). *Applied regression analysis and other multivariable methods*. Cengage Learning.
- [85] Korteweg, R. (1951). The age curve in lung cancer. *British Journal of Cancer*, 5(1):21.
- [86] Krieger, N. (1992). Overcoming the absence of socioeconomic data in medical records: validation and application of a census-based methodology. *American Journal of Public Health*, 82(5):703–710.
- [87] Ladeiras-Lopes, R., Pereira, A. K., Nogueira, A., Pinheiro-Torres, T., Pinto, I., Santos-Pereira, R., e Lunet, N. (2008). Smoking and gastric cancer: systematic review and meta-analysis of cohort studies. *Cancer Causes & Control*, 19(7):689–701.
- [88] Laporte, R. E. (1993). How to improve monitoring and forecasting of disease patterns. *BMJ: British Medical Journal*, 307(6919):1573.
- [89] Last, J. M. (2001). *A dictionary of epidemiology*, volume 4. Oxford University Press.

- [90] Lilienfeld, D. E. e Stolley, P. D. (1994). *Foundations of epidemiology*. Oxford University Press.
- [91] Lopez-Abente, G., Pollan, M., Vergara, A., Moreno, C., Moreo, P., Ardanaz, E., e Aragonés, N. (1997). Age-period-cohort modeling of colorectal cancer incidence and mortality in Spain. *Cancer Epidemiology Biomarkers & Prevention*, 6(12):999–1005.
- [92] Lunet, N. e Barros, H. (2003). Helicobacter pylori infection and gastric cancer: facing the enigmas. *International Journal of Cancer*, 106(6):953–960.
- [93] Lunet, N., Lacerda-Vieira, A., e Barros, H. (2005). Fruit and vegetables consumption and gastric cancer: a systematic review and meta-analysis of cohort studies. *Nutrition and Cancer*, 53(1):1–10.
- [94] Lunn, D. J., Thomas, A., Best, N., e Spiegelhalter, D. (2000). Winbugs – a bayesian modelling framework: concepts, structure, and extensibility. *Statistics and Computing*, 10:325–337.
- [95] Luostarinen, T., Hakulinen, T., e Pukkala, E. (1995). Cancer risk following a community-based programme to prevent cardiovascular diseases. *International Journal of Epidemiology*, 24(6):1094–1099.
- [96] Marmot, M., Atinmo, T., Byers, T., Chen, J., Hirohata, T., Jackson, A., James, W., Kolonel, L., Kumanyika, S., Leitzmann, C., et al. (2007). *Food, nutrition, physical activity, and the prevention of cancer: a global perspective*. World Cancer Research Fund/American Institute for Cancer Research.
- [97] Mausner, J., Kramer, S., Mausner, J., e Kramer, S. (1985). Selected statistical topics. *Mausner & Bahn Epidemiology. An introductory text*, pages 329–353.
- [98] McCullagh, P. e Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models*. Chapman and Hall. England, 2 edition.
- [99] McMichael, A. J. e Potter, J. D. (1983). Do intrinsic sex differences in lower alimentary tract physiology influence the sex-specific risks of bowel cancer and other biliary and intestinal diseases? *American Journal of Epidemiology*, 118(5):620–627.
- [100] Mihajlović, J., Pechlivanoglou, P., Miladinov-Mikov, M., Živković, S., e Postma, M. J. (2013). Cancer incidence and mortality in Serbia 1999–2009. *BMC cancer*, 13(1).
- [101] Miranda, A., Pereira, A., Mesquita, C., Bastos, J., Ribeiro, M., e Lunet, N. (2008). *TOP 10 - Os 10 tumores mais frequentes na população portuguesa adulta, na região sul de Portugal no período 2000–2001*. Registo Oncológico Regional Sul (ROR-SUL).

- [102] Moeschberger, M. L. e Klein, J. (2003). *Survival analysis: Techniques for censored and truncated data: Statistics for Biology and Health*. Springer.
- [103] Møller, B., Fekjær, H., Hakulinen, T., Tryggvadóttir, L., Storm, H. H., Talback, M., e Haldorsen, T. (2002). Prediction of cancer incidence in the nordic countries up to the year 2020. *European Journal of Cancer Prevention*, 11.
- [104] Moran, P. A. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 10(2):243–251.
- [105] Nasca, P. C. e Pastides, H. (2001). *Fundamentals of cancer epidemiology*. Jones & Bartlett Learning.
- [106] Nazareth, J. M. (2010). *Demografia: a ciência da população*. Editorial Presença, 4 edition.
- [107] Nicolau, R., Machado, A., e Falcão, J. M. (2010). *Distribuição da Mortalidade e dos Internamentos Hospitalares por Doenças do Aparelho Circulatório em Portugal Continental: Agregação Geográfica e Determinantes*. Instituto Nacional de Saúde Dr. Ricardo Jorge.
- [108] O'Hara, R. B., Sillanpää, M. J., et al. (2009). A review of bayesian variable selection methods: what, how and which. *Bayesian Analysis*, 4(1):85–117.
- [109] Or, Z. (2000). Determinants of health outcomes in industrialised countries: a pooled, cross-country, time-series analysis. *OECD Economic Studies*, pages 53–78.
- [110] O'Reilly, K., McLaughlin, A., Beckett, W., e Sime, P. (2007). Asbestos-related lung disease. *American Family Physician*, 75(5):683.
- [111] Papoila, A. L., Riebler, A., Amaral-Turkman, A., São-João, R., Ribeiro, C., Geraldês, C., e Miranda, A. (2014). Stomach cancer incidence in southern Portugal 1998–2006: A spatio-temporal analysis. *Biometrical Journal*, 56(3):403–415.
- [112] Parkin, D., Läärä, E., e Muir, C. (1988). Estimates of the worldwide frequency of sixteen major cancers in 1980. *International Journal of Cancer*, 41(2):184–197.
- [113] Parkin, D. M. (2004). International variation. *Oncogene*, 23(38):6329–6340.
- [114] Parkin, D. M., Bray, F., e Devesa, S. (2001). Cancer burden in the year 2000. the global picture. *European Journal of Cancer*, 37:4–66.
- [115] Parkin, D. M., Bray, F., Ferlay, J., e Pisani, P. (2005). Global cancer statistics, 2002. *CA: a cancer journal for clinicians*, 55(2):74–108.

- [116] Pazdur, R. e Hoskins, W. J. (2003). *Cancer management: a multidisciplinary approach: medical, surgical & radiation oncology*. Oncology Group.
- [117] Peleteiro, B., Lunet, N., Barros, R., La Vecchia, C., e Barros, H. (2010). Factors contributing to the underestimation of helicobacter pylori-associated gastric cancer risk in a high-prevalence population. *Cancer Causes & Control*, 21(8):1257–1264.
- [118] Peleteiro, B., Lunet, N., Wen, X., Afonso, L. P., Mendes, N., Barros, R., Carneiro, F., Almeida, R., e Barros, H. (2012). Association between environmental factors and cdx2 expression in gastric cancer patients. *European Journal of Cancer Prevention*, 21(5):423–431.
- [119] Pintalhao, M., Dias-Neto, M., Peleteiro, B., Lopes, C., Figueiredo, C., David, L., e Lunet, N. (2010). Salt intake and type of intestinal metaplasia in helicobacter pylori-infected portuguese men. *Nutrition and Cancer*, 62(8):1153–1160.
- [120] Pohar, M. e Stare, J. (2006). Relative survival analysis in r. *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, 81(3):272–278.
- [121] Pohar, M. e Stare, J. (2007). Making relative survival analysis relatively easy. *Computers in Biology and Medicine*, 37(12):1741–1749.
- [122] Pokhrel, A. e Hakulinen, T. (2008). How to interpret the relative survival ratios of cancer patients. *European Journal of Cancer*, 44(17):2661–2667.
- [123] R Core Team (2013). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0.
- [124] Rao, C. R. (1989). *Statistics And Truth: Putting Chance To Work*. World Scientific Publishing Co.Pte.Ltd. New Delhi.
- [125] Redaniel, T., Laudico, A., Mirasol Lumague, M. R., Gondos, A., Uy, G., e Brenner, H. (2010). Inter country and ethnic variation in colorectal cancer survival: Comparisons between a philippine population, filipino americans and caucasians. *BMC cancer*, 10(1).
- [126] Riebler, A., Held, L., Rue, H., et al. (2012). Estimation and extrapolation of time trends in registry data: borrowing strength from related populations. *The Annals of Applied Statistics*, 6(1):304–333.
- [127] Rothman, K. J., Greenland, S., e Lash, T. L. (2008). *Modern epidemiology*. Lippincott Williams & Wilkins.

- [128] Rue, H., Martino, S., e Chopin, N. (2009). Approximate bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations. *Journal of the royal statistical society: Series b (Statistical Methodology)*, 71(2):319–392.
- [129] Rutherford, M. J., Lambert, P. C., e Thompson, J. R. (2010). Age-period-cohort modeling. *Stata Journal*, 10(4):606.
- [130] Salonen, J. T., Puska, P., Kottke, T. E., e Tuomilehto, J. (1981). Changes in smoking, serum cholesterol and blood pressure levels during a community-based cardiovascular disease prevention program-the north karelia project. *American Journal of Epidemiology*, 114(1):81–94.
- [131] Sandin, F. (2008). Analyzing and modeling the relative survival rate of patients diagnosed with malignant melanoma. Master's thesis, Uppsala Universitet.
- [132] Sankaranarayanan, R. e Swaminathan, R. (2011). *Cancer survival in Africa, Asia, the Caribbean and Central America*. International Agency for Research on Cancer.
- [133] Sheh, A., Ge, Z., Parry, A., Muthupalani, S., Rager, E., et al. (2011). 17 β -estradiol and tamoxifen prevent gastric cancer by modulating leukocyte recruitment and oncogenic pathways in helicobacter pylori-infected ins-gas male mice. *Cancer prevention research*, 4(9):1426–1435.
- [134] Spiegelhalter, D. J., Best, N., Carlin, B. P., e Van der Linde, A. (1998). Bayesian deviance, the effective number of parameters, and the comparison of arbitrarily complex models. Technical report, Citeseer.
- [135] Spiegelhalter, D. J., Best, N. G., Carlin, B. P., e Van Der Linde, A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 64(4):583–639.
- [136] Stare, J., Henderson, R., e Pohar, M. (2005). An individual measure of relative survival. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 54(1):115–126.
- [137] StataCorp, LP (2013). Stata data analysis and statistical software. Release 13. College Station, TX.
- [138] Stockton, D. (2004). Cancer in scotland, sustaining change. cancer incidence projections for scotland (2001–2020):an aid to planning cancer services.NHS Scotland, Edinburgh.
- [139] Stone, C. (1986). Generalized additive models. *Statistical Science*, 1:312–314.

- [140] Teppo, L., Hakama, M., Hakulinen, T., Pukkala, E., e Saxén, E. (1985). Planning and evaluating preventive measures. The role of the registry in cancer control. *IARC Scientific Publications, Lyon.*, 66:27–44.
- [141] Törnberg, S., Carstensen, J., Hakulinen, T., Lenner, P., Hatschek, T., Lundgren, B., e Tornberg, S. (1994). Evaluation of the effect on breast cancer mortality of population based mammography screening programmes. *Journal of Medical Screening*, 1(3):184–187.
- [142] United Nations (2003). *World Population Prospects: The 2002 Revision.*, volume 1. United Nations Publications.
- [143] Vobecky, J., Leduc, C., e Devroede, G. (1984). Sex differences in the changing anatomic distribution of colorectal carcinoma. *Cancer*, 54(12):3065–3069.
- [144] Waterhouse, J., Muir, C., e Correa, P. (1976). *Cancer Incidence in Five Continents. Vol. III.* IARC Scientific Publications.
- [145] WHO (2000). *International Classification of Diseases for Oncology (ICD-O)–3rd edition, 1st revision.*
- [146] WHO (2002). The world health report: 2002: Reducing the risks, promoting healthy life. Technical report.
- [147] WHO (2007). *Human papillomaviruses*, volume 90. World Health Organization.
- [148] WHO (2011). Fact sheet no.297. <http://globocan.iarc.fr/factsheets/populations/factsheet.asp?uno=900>; último acesso: Julho de 2014.
- [149] WHO/IARC (1976). Cancer incidence in five continents. *IARC Scientific Publications, Lyon.*
- [150] Zhu, A. L. e Sonnenberg, A. (2012). Is gastric cancer again rising? *Journal of clinical gastroenterology*, 46(9):804–806.

ABREVIATURAS E GLOSSÁRIO MÉDICO

Apresenta-se em seguida uma listagem das abreviaturas utilizadas bem como um glossário médico da terminologia utilizada.

A

AIC *Akaike Information Criterion*;

AC *Age Cohort Model*;

AD *Age Drift Model*;

AP *Age Period Model*;

APC *Age Period Cohort Model*;

ASR *Age Standardized Rates*;

C

C *Conventional approach*/análise convencional;

Cancro doença que afecta a divisão celular tornando-a descontrolada. Como consequência desse facto resultam tumores malignos, com tendência a destruir os tecidos vizinhos e a disseminar-se (cancro com metástases);

CCR Cancro colorectal;

CID *Classificação Internacional de Doenças*;

CO Certificado de óbito;

Colonoscopia imagiologia que vê o intestino por dentro.

Colostomia é uma abertura entre o intestino grosso e a parede abdominal, criada cirurgicamente, para a eliminação de gases e fezes.

Comorbilidade: presença de uma condição que afecta o paciente na altura do seu internamento para o tratamento de uma doença, dificultando a ação médica. Por exemplo: hipertensão é uma comorbilidade de muitas situações tais como diabetes, doença isquémica do coração, falência renal, etc.

Coorte a etimologia do termo coorte vem do latim "*cohorte*", que significa uma parte de uma legião dentre os antigos romanos. O termo é utilizado para designar um grupo de pessoas com características comuns. Caso o estudo de coorte não permita a entrada de novos indivíduos designar-se-á de coorte fixa, caso contrário chamar-se-á de coorte dinâmica.

D

DIC *Deviance Information Criterion*;

DCO *Death Certificate Only*.

E

EU População europeia;

EAPC *Estimated Annual Percent Change*;

Epidemia doença que afecta simultaneamente vários indivíduos no mesmo espaço geográfico, mas que não têm causas locais;

F

Fisiologia ramo da biologia que estuda os fenómenos vitais e as funções dos diferentes órgãos dos seres vivos.

G

g graus de liberdade;

H

Hematemese saída pela boca de sangue com origem no sistema gastro-intestinal, habitualmente do esófago ou do estômago. É também referido como "vómito de sangue".

I

I Estatística I de Moran;

IARC *International Agency for Research on Cancer*;

ICD-O *International Classification of Diseases for Oncology*;

IC Intervalo de confiança;

ICred Intervalo de credibilidade;

ICSS *International Cancer Survival Standards*;

INE Instituto Nacional de Estatística;

IP Intervalo de Predição;

IPC Modelos Idade Período Coorte;

IPOLEG Instituto Português de Oncologia de Lisboa Francisco Gentil;

M

MB *Model Based Approach*/abordagem por modelos;

MBHET Modelos Bayesianos Hierárquicos Espaço-Temporais;

Metabolismo conjunto de reações intracelulares;

Metástase ramificação de tumores;

Mesotelioma tipologia de cancro que ocorre nas camadas mesoteliais da pleura, pericárdio, peritónio e da túnica vaginal do testículo. É mais comum em homens que em mulheres;

Mieloma tumor maligno formado por células da medula óssea;

MLG Modelo Linear Generalizado;

Morbidade também designada morbilidade, corresponde em epidemiologia à taxa de portadores de determinada doença relativamente ao número de habitantes sãos.

N

Neurologia ramo da medicina dedicado ao diagnóstico e tratamento das doenças do sistema nervoso.

O

Oncogene é a denominação dada aos genes relacionados com o aparecimento de tumores, sejam malignos ou benignos, bem como genes que quando deixam de funcionar normalmente, transformam uma célula normal numa célula tumoral.

P

pyrs *person-years* (pessoas-ano);

Pólipos crescimento anormal das células que constituem a mucosa do intestino grosso;

Plasma parte líquida do sangue e da linfa;

Prevalência número total de casos (ou proporção de casos) existentes numa determinada população e num determinado momento temporal;

R

RAM Região Autónoma da Madeira;

ROR-Sul Registo Oncológico Regional Sul;

RCBH Registo de Cancro de base Hospitalar;

RCBP Registo(s) de Cancro de base Populacional;

RLS Regressão Linear Simples;

RPM Razão Padronizada de Mortalidade;

S

SA *Sobrevivência Absoluta*;

SE *Standard Error*;

SMR *Standardized Mortality Ratio*;

SR *Sobrevivência Relativa*;

SRA *Sobrevivência Relativa Acumulada*;

SRD *Standardize Rate Difference*;

SSR *Standardize Rate Ratio*;

T

TI Taxa de Incidência;

Tecido conjuntivo tecido que desempenha funções de: ligação, protecção, sustentação e apoio.

Tumor termo geral que indica um aumento anormal de uma parte ou da totalidade de um tecido. Quando constituído por células normais designa-se por tumor benigno, caso contrário por maligno.

W

WHO População mundial;